

University of Groningen

De invloed van de burger op de gemeentelijke belastingdruk

Allers, M.A.

IMPORTANT NOTE: You are advised to consult the publisher's version (publisher's PDF) if you wish to cite from it. Please check the document version below.

Document Version

Publisher's PDF, also known as Version of record

Publication date:

1998

[Link to publication in University of Groningen/UMCG research database](#)

Citation for published version (APA):

Allers, M. A. (1998). *De invloed van de burger op de gemeentelijke belastingdruk*. s.n.

Copyright

Other than for strictly personal use, it is not permitted to download or to forward/distribute the text or part of it without the consent of the author(s) and/or copyright holder(s), unless the work is under an open content license (like Creative Commons).

The publication may also be distributed here under the terms of Article 25fa of the Dutch Copyright Act, indicated by the "Taverne" license. More information can be found on the University of Groningen website: <https://www.rug.nl/library/open-access/self-archiving-pure/taverne-amendment>.

Take-down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Downloaded from the University of Groningen/UMCG research database (Pure): <http://www.rug.nl/research/portal>. For technical reasons the number of authors shown on this cover page is limited to 10 maximum.

De invloed van de burger op de gemeentelijke belastingdruk

Dr. M.A. Allers

De invloed van de burger op de gemeentelijke belastingdruk

Dr. M.A. Allers
December 1998
Rapport 98-1
ISBN 90 76276 03 X

COELO

Centrum voor Onderzoek van de Economie van de Lagere Overheden
Faculteit der Economische Wetenschappen, Rijksuniversiteit Groningen
Postbus 800
9700 AV Groningen

Internet: www.eco.rug.nl/COELO

Voorwoord

Aan de totstandkoming van dit rapport is van verschillende kanten bijgedragen. Eduard Gerritsen, Inge van der Horst en Roald Leemrijse zijn als student-assistent behulpzaam geweest bij het rangschikken van de statistische gegevens. Discussies met Cees Sterks en Jakob de Haan (Economische faculteit RUG) over de onderzoeksopzet en de uitkomsten hebben een belangrijke rol gespeeld bij de totstandkoming van dit rapport. Het Ministerie van Financiën (directie Fipuli) en dat van VROM waren zo vriendelijk gegevens af te staan. Conclusies, opvattingen en eventuele fouten in dit rapport komen geheel voor rekening van de auteur.

Inhoudsopgave

Voorwoord	4
1 Inleiding	6
2 De rol van belastingen bij de bekostiging van eigen beleid	8
3 Eerder onderzoek	11
3.1 Nederland	11
3.2 Buitenland	11
4 Model	15
4.1 Politieke kleur	15
4.2 Aantal collegepartijen	16
4.3 Niet-politieke variabelen	16
5 Onderzoek	22
5.1 Methode	22
5.2 Onderzoeksjaar	22
5.3 Onderzoekspopulatie	22
5.4 Grote gemeenten en waddengemeenten	22
5.5 Gegevens	23
6 Uitkomsten	27
6.1 Politieke kleur	27
6.2 Stabiliteit coalitie	30
6.3 Niet-politieke variabelen	30
7 Samenvatting en conclusies	37
Bijlage 1 Representativiteit van de steekproef en betrouwbaarheid en robuustheid van de uitkomsten	39
Bijlage 2 Variabelen	45
Bijlage 3 Bronnen	46
Literatuur	47

1 Inleiding

Regelmatig verschijnen in de pers berichten over de grote verschillen in belastingdruk tussen gemeenten. Hoewel deze verschillen niet zo groot zijn als vaak wordt verondersteld, is de vraag gerechtvaardigd wat deze verschillen veroorzaakt.

Vaak wordt deze kwestie teruggebracht tot de vraag of de burger wel waar krijgt voor zijn geld. Met andere woorden: is een hoge lastendruk de prijs voor een hoog voorzieningenniveau? Als dit inderdaad het geval is, dan zijn verschillen in lastendruk kennelijk een gevolg van verschillen in lokale voorkeuren. Dit zou het bestaan van een eigen gemeentelijk belastinggebied rechtvaardigen. Is het antwoord nee, dan is er sprake van een politiek ongewenste situatie. Kennelijk hebben dure gemeenten (met een hoge lokale lastendruk) meer geld nodig om een bepaald voorzieningenniveau te handhaven dan goedkope gemeenten. Dit zou het gevolg kunnen zijn van onbeïnvloedbare kostenverschillen, die niet (geheel) door de algemene uitkering uit het gemeentefonds worden gecompenseerd, of kunnen wijzen op efficiencyverschillen tussen gemeenten.

De vraag of een hoge belastingdruk samengaat met een hoog voorzieningenniveau is nooit bevredigend beantwoord.¹ Voorzieningenniveaus zijn als gevolg van de grote diversiteit van de gemeentelijke productie niet zinvol in een enkele indicator samen te vatten. Bovendien is het moeilijk een verband te leggen met de belastingdruk, doordat de meeste uitgaven van gemeenten uit andere bronnen worden gefinancierd. Belangrijker is echter nog dat de vraag of de burger 'waar voor zijn geld' krijgt voorbijgaat aan het feit dat een hoog voorzieningenniveau niet tegen elke prijs gewenst is. Waar het om gaat is of de burger het voorzieningenniveau krijgt dat hij wil, gegeven het feit dat er - via de gemeentelijke belastingen - voor moet worden betaald.

Het belangrijkste mechanisme om de wensen van burgers in beleid te vertalen is de gemeentepolitiek. Als de burger door te stemmen de hoogte van het voorzieningenniveau en de bijbehorende belastingdruk kan beïnvloeden, zijn verschillen in lokale belastingdruk eerder een teken dat de lokale politiek werkt dan een reden tot zorg. Is de belastingdruk echter het gevolg van door de burger onbeïnvloedbare factoren (resultierend in een hoog kostenniveau of een ongewenst hoog voorzieningenniveau), dan heeft stemmen wat dit betreft geen zin, en kan de vraag worden gesteld naar de legitimiteit van de lokale politiek en van het gemeentelijke belastinggebied. Doel van dit onderzoek is daarom na te gaan of de gemeentelijke belastingdruk samenhangt met de lokale politieke voorkeuren.

Een goed werkend democratisch systeem garandeert nog niet dat de kiezer de belastingdruk krijgt die hij wil. Uit de literatuur zijn verschillende vormen bekend van *belastingillusie*, die maken dat de burger een (systematisch) vertekend beeld heeft van de hoogte van de belastingdruk. Wordt bijvoorbeeld de belastingdruk systematisch te laag ingeschat, dan zal de feitelijke belastingdruk de gewenste overstijgen. Daarom wordt ook de aanwezigheid van verschillende vormen van illusie onderzocht.

Naast politieke kleur kunnen veel meer factoren invloed uitoefenen op de hoogte van de gemeentelijke belastingdruk. Om te voorkomen dat de invloed van deze factoren abusievelijk aan politieke variabelen wordt toegeschreven dienen zij zoveel mogelijk in de analyse te worden meegenomen. Hierbij valt te denken aan het aantal inwoners, de inkomenssituatie van de bevolking, financiële problemen (artikel 12-status), ongedekte rioleringskosten en nog veel meer. Het onderzoek richt zich dus op een breed scala van mogelijke determinanten van

¹ Voor een recente poging zie Consumentenbond (1999).

de lokale belastingdruk.

Het rapport is als volgt ingedeeld. In paragraaf twee wordt het belang aangegeven van de gemeentelijke belastingen voor de bekostiging van eigen beleid. Paragraaf drie geeft een beknopt overzicht van de relevante literatuur. Paragraaf vier beschrijft het gehanteerde model, paragraaf vijf de methode van onderzoek en paragraaf zes de uitkomsten. Een samenvatting en enkele conclusies sluiten het geheel af. Achtergrondinformatie betreffende het onderzoek is in bijlagen verwerkt.

2 De rol van belastingen bij de bekostiging van eigen beleid

De opbrengst van gemeentelijke belastingen maakt slechts een klein deel uit (6% in 1996) van de totale inkomsten van gemeenten (tabel 1). Toch zijn deze belastingen voor de bekostiging van een eventuele verhoging van het voorzieningenniveau van groot belang.

Tabel 1 Inkomsten van gemeenten, 1996 (begrotingscijfers, gewone dienst)

	gld mln	%
Specifieke uitkeringen	29423	41
Algemene uitkering	18635	26
Gemeentelijke heffingen	9184	13
Overige middelen ^a	14882	21
Totaal	72124	100
<i>Gemeentelijke heffingen</i>		
Rechten en heffingen	4753	52
Eigen belastinggebied	4431	48
Totaal	9184	100
<i>Rechten en heffingen</i>		
Rioolrecht	1078	23
Reinigingsrecht/afvalstoffenheffing	2357	50
Parkeerbelasting	429	9
Bouwleges	331	7
Overig ^b	558	12
Totaal	4753	100
<i>Eigen belastinggebied</i>		
OZB	4198	95
Hondenbelasting	87	2
Toeristenbelasting	116	3
Overig ^c	29	1
Totaal	4431	100

a Onder andere kapitaalinkomsten, prijzen voor gebruik voorzieningen, leges, inkomsten uit nutsbedrijven. Berekend als saldo.

b Verontreinigingsheffing, precariobelasting, begrafenisrechten, secretarieleges, marktgelden.

c Baatbelasting, woonforensenbelasting en bouwgrondbelasting.

Bronnen: Ministerie van Financiën, 1997, blz. 221 (uitkeringen, totale inkomsten), CBS, 1998b, blz. 15 (heffingen).

Gemeenten zijn voor twee derde van hun inkomsten afhankelijk van het Rijk. De taken die gemeenten in medebewind uitvoeren worden in principe geheel door het Rijk bekostigd. Dit gebeurt via specifieke uitkeringen, die 41% van de gemeentelijke inkomsten uitmaken. Dit is geormerkt geld, dat de gemeenten weinig beleidsvrijheid laat. Daarnaast ontvangt elke gemeente een algemene uitkering uit het gemeentefonds (26% van de inkomsten). Op de hoogte hiervan heeft een individuele gemeente geen invloed. Het rijksbeleid is erop gericht elke gemeente een zodanige algemene uitkering te geven dat bij een gelijke belastingdruk²

² Een gelijke belastingdruk wordt in dit verband doorgaans impliciet gelijkgesteld aan een gelijk OZB-tarief, gecompenseerd voor eventuele niet-gedekte kosten van riolering en reiniging. Doordat de OZB-grondslag (de waarde van inliggende onroerende zaken) tussen gemeenten sterk verschilt, is dit niet gelijk aan

een gelijkwaardig voorzieningenniveau mogelijk is (het zogeheten *derde aspiratieniveau*). Wil een gemeente een hoger voorzieningenniveau, dan zal dat uit de eigen inkomsten moeten worden gefinancierd.

De gemeentelijke beleidsvrijheid wat betreft het uitgavenniveau beperkt zich dus tot uitgaven die worden bekostigd uit de eigen inkomsten: de gemeentelijke heffingen en de overige middelen.

De gemeentelijke heffingen bestaan uit rechten en heffingen enerzijds en het eigen belastinggebied anderzijds. Rechten en heffingen (voornamelijk rioolrecht en reinigingsrecht/afvalstoffenheffing) hebben het karakter van gebruikersheffingen, en mogen hooguit een kostendekkend niveau hebben. De opbrengst behoort niet tot de algemene middelen maar dient te worden besteed conform het heffingsdoel.

De overige eigen middelen zijn inkomsten die voortvloeien uit (semi)marktactiviteiten (tabel 2). Op de hoogte hiervan heeft de gemeente een beperkte mate van invloed. Zo mogen prijzen en leges hooguit kostendekkend zijn. Tegenover een groot deel van deze inkomsten staan echter (soms ongeveer even grote) uitgaven, zodat slechts een klein deel tot de algemene middelen behoort. Zo betreffen de verkoopopbrengsten van f 4 mrd voornamelijk producten van sociale werkplaatsen, die doorgaans niet echt winstgevend zijn voor gemeenten.

Tabel 2 Eigen inkomsten gemeenten 1994 (gld mln)

Heffingen	8161
Belastingen	4037
Rebibuties	4124
Tarieven	5045
Verkoopopbrengsten	3943
Huuropbrengsten	1102
Inkomsten uit vermogensbezit	2591
Rente-inkomsten beleggingen	883
Dividend en winstuitkeringen	404
Winstafdracht eigen bedrijven	112
Pacht, erfpacht en concessierechten	1192
Overig	621
Totaal	16418

Bron: De Ruiter (1996). Cijfers voor 1996 zijn nog niet beschikbaar.

Tabel 3 geeft een indruk van de netto-uitgaven van gemeenten en hun financiering. Netto-uitgaven zijn uitgaven waar geen specifieke inkomsten tegenover staan. Netto-uitgaven worden daarom bekostigd uit de algemene middelen. In 1996 ging het om een bedrag van 24 miljard gulden. Ruim drie kwart van de netto-uitgaven wordt uit de algemene uitkering uit het gemeentefonds gefinancierd. Belastingen nemen 18 procent voor hun rekening, overige algemene middelen vijf procent.

De enige inkomsten die vrij kunnen worden besteed en waarvan het niveau geheel door de

een gelijke belastingaanslag per inwoner.

gemeente wordt bepaald zijn de eigen belastingen. Eigen beleid dat tot veranderingen in de uitgaven leidt wordt dus weerspiegeld in de belastingopbrengst.³ Om na te gaan of de burger langs politieke weg invloed heeft op het uitgavenniveau van de gemeente kijken we daarom naar deze variabele. De OZB is veruit de belangrijkste component van het eigen belastinggebied (95%, zie tabel 1). Voor de eenvoud beperken we ons tot deze belasting.

Tabel 3 Netto-uitgaven van gemeenten en de financiering hiervan (gld mln; begroting 1996)

	gld mln	%
Netto-uitgaven		
Algemeen bestuur	2917	12,1
Openbare orde en veiligheid	961	4,0
Verkeer vervoer en waterstaat	3462	14,3
Economische zaken	176	0,7
Onderwijs	1145	4,7
Cultuur en recreatie	4890	20,2
Sociale voorzieningen en maatschappelijk werk	6834	28,2
Volksgesondheid en milieu	1569	6,5
Ruimtelijke ordening en volkshuisvesting	1389	5,7
Overig	851	3,5
Totaal	24194	100,0
Algemene inkomsten		
Algemene uitkering	18617	77,3
Belastingen	4282	17,8
Beleggingen	608	2,5
Nutsbedrijven	320	1,3
Overig	247	1,0
Totaal	24074	100,0
Uitgaven - inkomsten	120	
Leningen	121	
Afrondingsfout	-1	

Berekend op basis van CBS, 1998b, blz. 248-250.

³ Het tegemoetkomen aan lokale voorkeuren is daarmee wellicht de belangrijkste rechtvaardiging voor het bestaan van een gemeentelijk belastinggebied. Het nieuwe verdeelsysteem voor de algemene uitkering, dat sinds 1997 wordt ingevoerd, heeft een vroeger vaak genoemde reden voor het bestaan van gemeentelijke belastingen, het compenseren voor tekortkomingen van de verdeelsystematiek, naar de achtergrond verbannen. Een derde reden is het bevorderen van de efficiency van het gemeentelijke apparaat.

3 Eerder onderzoek

3.1 Nederland

De schaarse onderzoeken naar het verband tussen politieke kleur en belastingdruk of uitgavenniveau in Nederlandse gemeenten geven geen eenduidig beeld.

Giebels en Soons (1982) vonden in een steekproef van 105 gemeenten met meer dan 2000 inwoners een positief verband tussen het percentage raadsleden uit linkse partijen en uitgaven aan cultuur, welzijn, zorg en groen, en een negatief verband tussen een linkse raad en uitgaven aan wegen en openbare werken. Het onderzochte jaar was 1977.

Renaud en Van Winden (1988) vonden geen verband tussen de groei van de OZB-opbrengsten in de periode 1980-1982 en de politieke kleur van het college (steekproef van 97 gemeenten). Denters (1987) vond wel een positief verband tussen het aandeel van de PvdA in de gemeenteraad en de belastingdruk (opbrengst gemeentelijke belastingen per hoofd van de bevolking). Het verband tussen het aandeel van de VVD en de belastingdruk was echter alleen negatief als de electorale concurrentie tussen de partijen niet te sterk was. Het onderzoek betrof 342 gemeenten in 1979.

Coumans (1981) ten slotte concludeert op basis van een onderzoek bij 342 gemeenten in 1979 tot een positief verband tussen het percentage linkse raadszetels en de OZB-opbrengst.

De genoemde onderzoeken hebben een aantal methodologische tekortkomingen gemeen. Zo laat het aantal controlevariabelen te wensen over, zodat de kans groot is dat de invloed van dergelijke variabelen ten onrechte aan politieke kleur wordt toegeschreven. Ook betrof het relatief kleine steekproeven, en hebben de resultaten betrekking op jaren die al weer vrij ver achter ons liggen. Inmiddels opereren gemeenten in een heel ander financieel krachtenveld.

3.2 Buitenland

Na een beknopt algemeen overzicht worden kort de belangrijkste resultaten van de meest relevante studies gegeven.

Overzicht

Met name in de Verenigde Staten is veel onderzoek gedaan naar determinanten van de lokale belastingdruk en het lokale uitgavenniveau. Aanvankelijk (jaren zestig) ging het om eenvoudige regressies met een klein aantal ad-hoc variabelen.⁴ Staten of steden met een hoog per capita inkomen, een hoge belastinggrondslag en een zwakke sociale structuur bleken een hoog uitgavenniveau te hebben. Eind jaren zestig begon een tweede golf onderzoeken, die waren gebaseerd op een eenvoudig economisch vraagmodel. De vraag naar collectieve voorzieningen hing in dit model af van het beschikbare inkomen (zowel particulier inkomen als overdrachten aan de gemeente), de belastingprijs en de lokale behoeften (bijvoorbeeld aandeel armen, ouderen, enz.). De lokale behoeften werden geacht voort te vloeien uit objectieve omstandigheden, en via een niet altijd volledig gespecificeerd democratisch systeem in beleid te worden omgezet. De derde stap, vanaf eind jaren zeventig (Pommerehne, 1978), was het expliciet opnemen van politieke variabelen als ideologie en stabiliteit van bestuur in het model. Naast zaken als inkomen en de mate waarin men van gemeentelijke voorzieningen profiteert spelen immers ook politieke voorkeuren omtrent de omvang en de aard van overheidsuitgaven en belastingpeil een rol. Ook de mate waarin een democratisch

⁴ Voor een overzicht zie Inman (1979).

bestuur impopulaire besluiten kan nemen bleek van belang.

Politieke kleur

Onderzoek naar de relatie tussen politieke kleur en belastingdruk of uitgavenpeil geeft geen geheel eenduidig beeld, maar er komt wel een duidelijke trend uit naar voren. Een voorbeeld van hoe het niet moet is het onderzoek van Ibrahim (1994) naar de relatie tussen politieke kleur en per capita uitgaven van vijftien Britse *counties*. Ibrahim concludeert dat een Labour-meerderheid tot hogere uitgaven leidt dan een conservatieve meerderheid of een situatie waarin geen van beide partijen de meerderheid heeft. Aangezien Ibrahim geen enkele andere variabele in zijn onderzoek betreft is het echter zeer de vraag of het hoge uitgavenniveau van Labour het gevolg is van een politieke keus, of bijvoorbeeld wordt veroorzaakt door het feit dat Labour in arme counties meer aanhang heeft dan in rijke. Zijn conclusie dat de uitgavenverschillen het gevolg zijn van verschillen in politieke kleur is dan ook aanvechtbaar.

Beter uitgevoerde studies vinden echter soms ook een positief verband tussen de sterkte van linkse partijen of bestuurders en het uitgavenpeil of de belastingdruk. Abrams en Dougan (1986) concluderen dat Amerikaanse staten met een *liberal* als gouverneur een hoger uitgavenniveau kennen. Borge (1995) vindt een positief verband tussen het aandeel van linkse partijen in Noorse gemeenteraden en de opbrengst van lokale heffingen. Volgens Reid (1998) gaat een links provinciebestuur in Canada samen met hogere uitgaven. Pommerehne (1978) daarentegen vond geen significant verband tussen het aandeel linkse gemeentebestuurders en de uitgaven van Zwitserse gemeenten. Ook Bosch en Suarez-Pandiello (1995) vonden geen verband tussen gemeentelijke uitgaven en politieke kleur. Dit Spaanse onderzoek had echter betrekking op 1988, slechts één jaar na de lokale verkiezingen. Het is denkbaar dat een nieuw gemeentebestuur wat meer tijd nodig heeft om zijn stempel op het beleid te drukken.

Ook op landen-niveau is onderzoek gedaan naar de relatie tussen politieke kleur en overheidsuitgaven. Volgens Henrekson (1988) is de Zweedse overheidsconsumptie in de periode 1950-1984 sterker gegroeid onder linkse regeringen dan onder rechtse. Roubini en Sachs (1989) vonden een positief verband tussen het aandeel van linkse partijen in het parlement en het aandeel van de overheidsuitgaven in het bruto binnenlands product (bbp). Dit onderzoek betrof 13 OESO-landen, waaronder Nederland, in de periode 1972-1985. Onderzoek van De Haan en Sturm (1997) onder 21 OESO-landen in de jaren 1982-1992 vond echter géén verband tussen de groei van het aandeel van de overheidsuitgaven in het bbp en de politieke kleur van de regering. De verschillen met de uitkomsten van Roubini en Sachs (1989) worden verklaard uit het feit dat de uitkomsten van dat onderzoek niet robuust waren. Bovendien waren fouten gemaakt bij het opstellen van de stabiliteitsindex.

Cusack (1996) onderzocht of de groei van de overheidsuitgaven (als percentage van het bbp, exclusief defensie) van 15 OESO-landen in de periode 1955-1989 samenhang met de politieke kleur van de regering en het electoraat. Dit bleek inderdaad het geval: hoe linkser de regering, hoe hoger deze groei. Opvallend is ook dat de regering zich volledig lijkt aan te passen aan de politieke voorkeuren van het electoraat: regeringen die links staan van het electoraat geven minder uit dan past hun politieke kleur; regeringen die rechts van het electoraat staan geven meer uit dan zij zelf zouden willen.

Politieke stabiliteit

Behalve politieke kleur kan ook de politieke stabiliteit van invloed zijn op belastingdruk of uitgavenniveau. Het hierboven aangehaalde landenonderzoek van Roubini en Sachs (1989)

vond dat de overheidsuitgaven als percentage van het bbp hoger waren naarmate de regering instabieler was. De stabiliteit werd gemeten aan de hand van een index, die loopt van 0 (één partij aan de macht) tot 4 (minderheidsregering). Cusack (1996) komt tot dezelfde conclusie. De Haan en Sturm (1997) vonden echter géén verband tussen de groei van het aandeel van de overheidsuitgaven in het bbp en de stabiliteit van de regering (gemeten conform Roubini en Sachs). De verschillen met de uitkomsten van Roubini en Sachs (1989) worden ook hier verklaard uit het feit dat de uitkomsten van dat onderzoek niet robuust waren, en uit fouten bij het opstellen van de stabiliteitsindex.

Henrekson (1988) en Inman en Fitts (1990) vonden middels tijdreeksonderzoek voor respectievelijk Zweden en de Verenigde Staten een verband tussen stabiliteit en overheidsuitgaven. Henrekson stelt dat coalities tussen linkse en rechtse partijen (die als instabiel worden beschouwd) tot een *lagere* overheidsconsumptie leiden dan coalities met alleen linkse of rechtse partijen. Inman en Fitts ontdekten dat onder een sterke president zowel de belastingdruk en het uitgavenpeil lager zijn dan onder een zwakke president.

Ook op het niveau van lagere overheden is de invloed van politieke stabiliteit onderzocht. Abrams en Dougan (1986) vonden een positief verband tussen de mate van concurrentie tussen partijen en de uitgaven van Amerikaanse staten. Borge (1995) rapporteert dat een stabiel gemeentebestuur (gemeten met een van Roubini en Sachs afgeleide index) samengaat met lage lokale heffingen. Bosch en Suarez-Pandiello (1995) komen tot een soortgelijke conclusie voor de uitgaven van Spaanse gemeenten.

Niet-politieke determinanten van belastingdruk of uitgavenniveau

Omdat naast politieke variabelen ook andere factoren in de analyse zullen worden betrokken is ook onderzoek naar die factoren relevant. Uit vele onderzoeken blijkt dat het inkomen van ingezetenen en de overdrachten van een hogere overheid aan de lokale overheid factoren van belang zijn, net als variabelen die samenhangen met de behoefte aan collectieve voorzieningen (bijvoorbeeld het aandeel hulpbehoevenden in de gemeente) en de schaalgrootte (aantal inwoners). Dit ligt nogal voor de hand.

Andere verbanden liggen op het eerste gezicht minder voor de hand. Zo vond Ladd (1975) een duidelijke relatie tussen de samenstelling van de OZB-belastinggrondslag (onderverdeeld in woningen, *commercial* en *industrial property*) en de uit die belasting gefinancierde uitgaven van 78 *school districts* in de regio Boston (VS). Opvallend is dat de aanwezigheid van commercieel onroerend goed tot hogere uitgaven leidde dan de aanwezigheid van industrieel onroerend goed.

Bell en Bowman (1987) vonden op basis van gegevens voor 174 lokale overheden (*cities*) in Minnesota een positief verband tussen de opbrengst van de OZB enerzijds en de belastinggrondslag en het aandeel van niet-woningen in die grondslag anderzijds. De hypothese was dat een groot aandeel van niet-woningen betekent dat een groot deel van de belasting door niet-ingezetenen wordt betaald. Niet-woningen zijn immers deels in handen van ingezetenen van andere steden. Door deze 'belastingexport' is de 'prijs' voor (uit belastingen bekostigde) lokale voorzieningen voor ingezetenen lager. Het gevolg zal zijn dat kiezers een hoger voorzieningenniveau wensen. Ook Abrams en Dougan (1986) vonden bij Amerikaanse staten aanwijzingen voor een uitgavenopdrijvend effect van belastingexport.

Pommerehne en Schneider (1978) en Heyndels en Smolders (1994) vonden aanwijzingen voor het bestaan van belastingillusie bij respectievelijk Zwitserse en Vlaamse gemeenten. Belastingillusie is een vertekende waarneming van de hoogte van de belastingdruk. Ziet men bijvoorbeeld slechts een deel van de feitelijke belastingdruk, dan zal men een hogere belastingdruk prefereren dan wanneer men een volledig of overdreven beeld heeft.

Belastingillusie beïnvloedt (als hij bestaat) dus de hoogte van de belastingdruk. Verder zijn er aanwijzingen dat het uitgavenniveau van Amerikaanse staten (Case, Rosen en Hines, 1993) en de belastingdruk in Amerikaanse *counties* (Ladd 1992) en Belgische gemeenten (Heyndels en Vuchelen, 1998) wordt beïnvloed door de uitgaven en de belastingdruk in buurstaten en -gemeenten. De geciteerde onderzoeken laten echter de nodige variabelen (waaronder politieke kleur) buiten beschouwing.

4 Model

4.1 Politieke kleur

In navolging van Bell en Bowman (1987) kiezen we voor een lineair additief model voor de lokale belastingdruk.⁵ Voor het modelleren van de invloed van politieke kleur op de belastingdruk wordt gebruik gemaakt van het werk van Cusack (1997). Politieke kleur kan op twee manieren het beleid beïnvloeden: via de raad en via het college. De gemeenteraad heeft formeel het laatste woord, maar er zijn ontwikkelingen die er op lijken te wijzen dat de macht van het college de laatste jaren is toegenomen, waardoor de raad meer in een toezichtsrol is terechtgekomen. Het is dus interessant om na te gaan hoe de machtsverhouding in de praktijk ligt, ofwel: welke politieke kleur er het meest toe doet: die van de raad of die van het college.

Het college maakt als 'dagelijks bestuur' van de gemeente grotendeels het beleid, maar heeft goedkeuring nodig van de raad en - om de vier jaar - van het electoraat. Het is daarom denkbaar dat het college afwijkt van de eigen voorkeur, voor zover die verschilt van die van de raad en het electoraat (die laatste twee zijn per definitie gelijk). Dat kan als volgt worden weergegeven:

$$\text{OZB} = c + aX + b_1 * \text{RAADKLEUR} + b_2(\text{COLKLEUR} - \text{RAADKLEUR})$$

Waarbij:	OZB	= OZB-opbrengst per inwoner (belastingdruk)
	c	= constante
	X	= matrix van overige determinanten van de belastingdruk
	RAADKLEUR	= politieke kleur van de gemeenteraad
	COLKLEUR	= politieke kleur van het college
	a, b ₁ , b ₂	= parameters

Politieke kleur varieert van 0 (alle zetels worden bezet door rechtse partijen) tot 1 (alleen linkse partijen). Lokale partijen worden als neutraal beschouwd. Als het aantal linkse en het aantal rechtse zetels elkaar in evenwicht houdt, of als er alleen lokale partijen in college of raad zitten, dan is de kleur gelijk aan 0,5. De kleurvariabelen geven dus de mate van 'linksheid' aan. De burgemeester is als niet-gekozen buiten beschouwing gelaten.

Wordt het traditionele beeld bevestigd en gaat een linkse gemeenteraad samen met een hoge belastingdruk, dan zal b₁ positief zijn. Geeft de voorkeur van de raad de doorslag en past het college zich volledig aan bij de politieke kleur van de raad, dan is b₂ nul. Het maakt dan immers niet uit hoe groot het kleurverschil is tussen college en raad. Wijkt het collegebeleid af van de voorkeuren van de raad, dan is b₂ positief. Hoe hoger de waarde van b₂, hoe meer het college zijn eigen gang gaat, zonder zich te bekommeren om de voorkeuren van het electoraat. Krijgt het college geheel zijn zin, dan is b₂ gelijk aan b₁: de bovenstaande vergelijking versimpelt dan tot $\text{OZB} = c + aX + b\text{COLKLEUR}$.

PvdA, D66, GroenLinks en SP zijn tot de linkse partijen gerekend; CDA, VVD, RPF, GPV, SGP, CD EN CP86 tot de rechtse partijen.⁶ Binnen het linkse en het rechtse kamp wordt geen onderscheid gemaakt naar mate van links- of rechtsheid. Een zetel van GroenLinks weegt even zwaar als een zetel van D66. Het toekennen van verschillende gewichten zou al gauw

⁵ Voor verantwoording zie bijlage 1.

⁶ Bij combinaties (bijvoorbeeld SGP/GPV) is de zetel aan de eerstgenoemde partij toegerekend.

arbitrair worden. Door de invloed van afzonderlijke partijen te bekijken kan worden nagegaan of deze handelswijze verantwoord is. Ook is noodgedwongen voorbijgegaan aan het feit dat de ene afdeling van een partij linkser of rechtser kan zijn dan de andere.

Lokale partijen zijn voor zover mogelijk als rechts of links ingedeeld. De meeste lokale partijen zijn echter niet te vangen in een links-rechts dimensie; dit zijn de 'echte' lokale partijen.⁷ Hun invloed is zeker niet verwaarloosbaar: lokale partijen bezetten samen 21 procent van het totale aantal raadszetels (zie paragraaf 5, tabel 4). In het kader van een landelijk cross-sectie onderzoek kan slechts worden nagegaan of zij gezamenlijk van invloed zijn op de belastingdruk. Alle lokale partijen worden daarbij als één partij beschouwd. De principiële onmogelijkheid tot een meer gedetailleerde analyse beperkt de mate waarin verschillen in belastingdruk aan politieke factoren kunnen worden toegeschreven. Anders gezegd: de invloed van de politiek zal in werkelijkheid groter zijn dan blijkt uit dit onderzoek.

4.2 Aantal collegepartijen

In het buitenland is wel de hypothese getoetst dat de omvang van de overheidsuitgaven een positief verband vertoont met de stabiliteit van de coalitie (aantal partijen en meerderheidspositie; zie paragraaf 3.2). De achterliggende gedachte is vaak dat elke partij een achterban heeft, die te vriend moet worden gehouden met op deze groep gerichte uitgaven. Ook bij Nederlandse gemeenten zou een dergelijk verband kunnen bestaan. Hierbij moet wel worden bedacht dat het aantal wethouderszetels varieert van twee tot zeven, afhankelijk van de gemeentegrootte. In 45 procent van de onderzochte gemeenten is de mogelijke coalitieomvang hierdoor beperkt tot twee partijen.

4.3 Niet-politieke variabelen

Naast politieke variabelen kunnen nog veel meer factoren invloed uitoefenen op de hoogte van de gemeentelijke belastingdruk. Om te voorkomen dat de invloed van deze factoren abusievelijk aan politieke variabelen wordt toegeschreven dienen zij in de analyse te worden meegenomen. Op basis van de resultaten van eerder onderzoek en enkele typisch Nederlandse omstandigheden is een aantal variabelen geselecteerd.

Als eerste wordt gekeken naar de *scheefheid van de verdeling van de algemene uitkering uit het gemeentefonds* over de gemeenten. Dit is vaak als reden genoemd voor verschillen in gemeentelijke belastingdruk. Scheefheid dient in dit verband niet als statistisch begrip te worden opgevat: bedoeld wordt dat de verdeling niet goed aansluit bij de behoeften van de gemeenten. Onder de Financiële-verhoudingswet 1984, die tot en met 1996 de verdeling van de algemene uitkering over de gemeenten regelde, ontvingen met name gemeenten met een sterke centrumfunctie en een zwakke sociale structuur niet voldoende geld uit het gemeentefonds om bij een vergelijkbare lastendruk een voorzieningenniveau te bieden dat gelijkwaardig was aan dat in andere gemeenten. Daardoor zal de lokale lastendruk in deze gemeenten vermoedelijk hoger zijn dan elders. In 1997 is begonnen met de invoering van een nieuw verdeelsysteem (FVW'97), dat meer rekening houdt met de genoemde kostenfactoren.

Als maatstaf voor de scheefheid van de verdeling van de algemene uitkering nemen we het

⁷ Voor door lokale partijen bezette raadszetels geeft het CBS een indeling in lokaal progressief, lokaal confessioneel en lokaal ongebonden. Alleen die laatste groep wordt verder in dit rapport bedoeld met de term 'lokale partij'. Het gaat hier voornamelijk om partijen van het type 'gemeentebelangen', maar ook bijvoorbeeld de FNP (Fryslân) valt hieronder. Lokaal progressieve partijen (volgens de CBS-indeling) zijn als links gerekend, lokaal confessionele partijen als rechts. De collegepartijen zijn op dezelfde manier ingedeeld.

verschil tussen de algemene uitkering die de gemeenten in 1996 ontvingen (volgens de oude systematiek) en de algemene uitkering die zij in dat jaar zouden hebben ontvangen als de nieuwe systematiek toen had gegolden.

De nieuwe systematiek omvat echter ook een inkomstenmaatstaf, die los staat van de scheefheid van de verdeling volgens het oude systeem: de OZB-capaciteit, gebaseerd op de waarde van de inliggende onroerende zaken. Hierdoor is het herverdelingsbedrag bovendien gecorreleerd met de waarde van de onroerende zaken binnen de gemeente. De afzonderlijke invloed van beide factoren op de OZB-opbrengst is daardoor moeilijk vast te stellen (multicollineariteit). Daarom wordt het herverdelingsbedrag geschoond van de OZB-capaciteit.⁸

Behalve een maat voor scheefheid is het herverdeeldbedrag voor gemeenten ook een signaal wat betreft toekomstige inkomsten uit het gemeentefonds. Het is mogelijk dat gemeenten hierop in 1996 al anticiperen door de belastingopbrengst alvast wat aan te passen. Dit effect verkleint het gemeten scheefheidseffect.

Naast de scheefheid van de verdeling is ook het *bedrag van de algemene uitkering* uit het gemeentefonds zelf in de analyse betrokken. De algemene uitkering is de grootste component van de algemene middelen van gemeenten. Een verband met de belastingdruk is dan ook niet op voorhand uit te sluiten. De hoogte van de algemene uitkering aan een gemeente is gekoppeld aan een systeem van verdeelmaatstaven die geacht worden de financiële behoeften te weerspiegelen. Zoals gezegd had het in 1996 gehanteerde systeem de nodige tekortkomingen, die in de nieuwe FVW zijn gerepareerd.

De relatie tussen algemene uitkering en belastingdruk is niet op voorhand duidelijk. Als we aannemen dat gemeenten wat hun voorzieningenniveau betreft niet graag achterblijven bij andere gemeenten, dan hangt de invloed van de algemene uitkering op de belastingdruk af van de mate waarin de algemene uitkering kostenverschillen tussen gemeenten compenseert. Schiet de algemene uitkering bijvoorbeeld systematisch tekort bij gemeenten die met hoge kosten te maken hebben, dan is een positief verband te verwachten tussen de algemene uitkering en de belastingdruk. Immers, hoe hoger de algemene uitkering, hoe meer die uitkering tekort schiet, en hoe hoger de belastingdruk moet zijn om een voorzieningenniveau te bekostigen waarmee men voor de dag kan komen. Is er daarentegen eerder sprake van overcompensatie van kostenverschillen, dan is ceteris paribus een negatief verband te verwachten tussen algemene uitkering en belastingdruk.

Ook als de algemene uitkering kostenverschillen op volmaakte wijze zou compenseren is het mogelijk dat de algemene uitkering van invloed is op de belastingdruk. In de eerste plaats betekent een hogere algemene uitkering dat zowel de collectieve voorzieningen als de particuliere consumptie kan worden uitgebreid. Dit laatste vindt dan plaats door een deel van de hogere algemene uitkering te gebruiken om de belastingdruk te verlagen (Borge, 1995). Het gevolg is een negatief verband tussen algemene uitkering en belastingdruk.

In de tweede plaats zou er sprake kunnen zijn van belastingillusie. Hoe hoger de algemene uitkering aan een gemeente ten opzichte van de belastingopbrengst, hoe kleiner het deel van

⁸ Daartoe wordt per gemeente het bedrag aan OZB-capaciteit bij de nieuwe algemene uitkering opgeteld. Vervolgens wordt via een aangepaste uitkeringsfactor het uitkeringsbedrag per gemeente zodanig verlaagd dat het totaal gelijk is aan het totaal inclusief OZB-capaciteit. Uit de zo gecorrigeerde nieuwe algemene uitkering wordt het gecorrigeerde herverdelingsbedrag berekend.

De OZB-capaciteit bedraagt bij de hier gebruikte herverdelingsdata (zie bijlage 3) 90% van de waarde van alle woningen en 80% van de waarde van alle niet-woningen vermenigvuldigd met 9,38/3000. Uiteindelijk zijn in de nieuwe FVW deze percentages terecht gekomen op respectievelijk 80 en 70.

de algemene uitgaven dat de kiezer zelf betaalt.⁹ Anders gezegd: hoe lager de belastingprijs van de door de gemeente verschaft voorzieningen. De werkelijke prijs van gemeentelijke voorzieningen wordt onderschat. Dit is een vorm van belastingillusie. Bij een lagere prijs ligt een hogere vraag voor de hand (Oates, 1988, blz. 77).¹⁰ Het resulterende hogere uitgavenniveau zou tot een hogere belastingdruk kunnen leiden, afhankelijk van de prijselasticiteit van de vraag naar collectieve voorzieningen.

Dit verhaal gaat echter niet op als de hogere algemene uitkering slechts een (voor de kiezer grotendeels onzichtbaar) hoger lokaal kostenniveau compenseert. Het gaat wel op als er meer (zichtbare) voorzieningen mee worden bekostigd, ook al zijn dat voorzieningen die bijvoorbeeld moeten compenseren voor een zwakke sociale structuur. Dit lijkt in de praktijk het geval te zijn. Theoretisch verwachten we dus in dit geval een positief verband tussen algemene uitkering en belastingdruk.

In de praktijk zal het moeilijk zijn om aan te geven waardoor een eventueel verband tussen algemene uitkering en belastingdruk wordt veroorzaakt: door een inadequade verdeling van de algemene uitkering, complementariteit van de genoemde inkomstenbronnen, belastingillusie of een combinatie hiervan.

Gemeenten mogen de *kosten van de riolering en de afvalverwijdering* dekken uit de opbrengst van specifieke heffingen, waarvan de begrote opbrengst de begrote kosten in principe niet mag overschrijden.¹¹ Voor zover deze kosten niet uit de opbrengst van bestemmingsheffingen worden gedekt moeten zij worden gefinancierd uit de algemene middelen. Er zijn gemeenten die hieraan - bijvoorbeeld om inkomenspolitieke redenen - de voorkeur geven.

Het is in principe mogelijk om de OZB-opbrengst te zuiveren voor de niet-gedekte kosten van de riolering en de reiniging. Door de aanzienlijke verschillen in de manier waarop kosten in de gemeentelijke boekhouding worden verwerkt wordt zo wel de nodige ruis geïntroduceerd. We kiezen er daarom voor om de niet-gedekte kosten van riolering en reiniging als aparte verklarende variabele op te nemen.

Op het eerste gezicht leidt een lagere dekkingsgraad van riolering en reiniging tot een hogere OZB-opbrengst. Maar dat hoeft niet. De hoogte van de algemene uitkering uit het gemeentefonds is via de zogenoemde verfijning *bodemgesteldheid* gekoppeld aan factoren die van invloed zijn op de rioleringskosten. De algemene uitkering omvat verder een verfijning *rioleringen*, waarvan het bedrag samenhangt met in het verleden gedane rioleringsuitgaven. Gemeenten met hoge rioleringskosten zullen over het algemeen een hogere algemene uitkering ontvangen. Zij kunnen dus minder kostendekkende tarieven hanteren dan andere gemeenten zonder hogere OZB-inkomsten. De algemene uitkering is reeds in de regressievergelijking opgenomen. Toch zou de verfijning rioleringen een aparte rol kunnen spelen bij de gemeentelijke besluitvorming.¹²

⁹ Ook aan de algemene uitkering betaalt de genoemde kiezer natuurlijk mee, via de rijksbelastingen, maar zijn aandeel daarin is veel kleiner dan zijn aandeel in de gemeentelijke belastingopbrengst.

¹⁰ Dit is het zogenoemde flypapereffect. Romer en Rosenthal (1979) komen via een andere redenering (uitgaande van budgetmaximaliserende bureaucraten) tot eenzelfde conclusie.

¹¹ Reservevorming is wel toegestaan.

¹² Hoewel de algemene uitkering vrij besteedbaar is, is het denkbaar dat in de politieke besluitvorming over de rioolrechten toch rekening wordt gehouden met de verfijningsuitkering rioleringen. Dit vermoeden wordt gesteund door de (tot 1997) bestaande artikel 12-praktijk waarbij de verfijning rioleringen als inkomst

Per 1 januari 1997 zijn 83 gemeenten heringedeeld. Het is denkbaar dat gemeenten die in het laatste jaar van hun bestaan zijn hun belastingopbrengst enigszins temperen. Het is nu eenmaal niet populair om reserves op te bouwen waar inwoners van andere gemeenten van zullen meeprofiten. Daarom is een dummie voor *gemeentelijke herindelings* als controlevariabele opgenomen.

Gemeenten met *artikel 12-status* zijn verplicht te zorgen voor een 'redelijk peil' van de eigen inkomsten. In 1996 betekende dit een OZB-opbrengst van tenminste f600 per woonruimte, een rioolrecht van tenminste f125 per aansluiting en kostendekkende riool- en reinigingsrechten.¹³ In dat jaar hadden 19 gemeenten de artikel 12-status. Zij waren dus niet vrij zelf hun tarieven vast te stellen. Ook stonden zij onder toezicht wat hun uitgaven betreft. Daarom is hiervoor een dummie-variabele opgenomen.

Ook het aantal *inwoners* en de *mate van stedelijkheid* van een gemeente zouden van invloed zou kunnen zijn op de belastingdruk. Grote steden hebben met andere problemen te maken dan kleine. Schaafeffecten kunnen van invloed zijn op de kosten van gemeentelijke diensten. Bovendien staat het bestuur verder van de burger af naarmate de gemeente groter is.

Wie de overheid ziet als een producent van (normale) collectieve goederen en diensten, verwacht dat de belastingdruk toeneemt met het *inkomen* en het *vermogen* van de kiezers.¹⁴

Belasting wordt betaald uit inkomen (of eventueel uit vermogen); bij een hoger inkomen zal vaak de consumptie, ook die van collectieve voorzieningen, toenemen. Gemeenten met veel armoede hebben daarentegen wellicht meer kosten (armoedebeleid, bijstand, stadsvernieuwing, enzovoort) die deels uit de eigen middelen moeten worden opgebracht. Naast het gemiddelde inkomen kan ook de *inkomensverdeling* een rol spelen (aandeel lage inkomens).

Naast inkomen en vermogen zou de omvang van de feitelijke belastinggrondslag geen rol meer mogen spelen (Bell en Bowman, 1987, blz. 285): de waarde van onroerende zaken dient in deze zienswijze slechts als middel om binnen de gemeente de lasten te verdelen, en niet om de hoogte van de belastingdruk te bepalen (Jacobs, 1996, blz. 58). In de praktijk kunnen *belastingexport* en *belastingillusie* er toe leiden dat de belastinggrondslag wel degelijk een rol speelt.

Bij het vergelijken van de lokale lasten met die in andere gemeenten, bijvoorbeeld aan de hand van de *Consumentengids*, wordt vaak het tarief en niet de gemiddelde opbrengst per inwoner beschouwd.¹⁵ In dat geval kan een positief verband worden verwacht tussen belastinggrondslag en belastingdruk. Met een hoge grondslag kan een hoge opbrengst worden

wordt meegerekend bij de beoordeling van de kostendekkendheid van de rioolrechten.

¹³ Tekortschieten op het ene onderdeel mag worden gecompenseerd op het andere onderdeel.

¹⁴ Een dergelijk verband wordt in de praktijk ook vaak gevonden; zie bijvoorbeeld voor de Verenigde Staten Aaron (1975, blz. 45-6) en Inman (1979).

¹⁵ Tot het verschijnen van de eerste *Atlas van de lokale lasten* (in 1997) werd het meest uitgebreide tarievenoverzicht jaarlijks gepubliceerd in de *Consumentengids*. Tot 1998 ging de *Consumentengids* voor de OZB uit van een woning met een in alle gemeenten gelijke waarde. De meest recente publicatie van de Consumentenbond die beschikbaar was ten tijde van de begrotingsvoorbereiding voor ons onderzoeksjaar 1996 is die van augustus 1995 ('Gemeentelijke belastingen schieten verder omhoog'). Dit artikel bevat gegevens betreffende 190 gemeenten. Voor de OZB is uitgegaan van een standaard-woningwaarde van f150.000, ongeacht het peiljaar. Aan verschillen in woningwaarde werd geheel voorbij gegaan. Vergelijking van woonlasten komt zo neer op vergelijking van tarieven.

gerealiseerd, zonder met het tarief uit de toon te vallen. Bij 100% belastingillusie zouden twee gemeenten die alleen van elkaar verschillen in de per capita waarde van onroerende zaken dezelfde tarieven hanteren; verschillen in waarde vertalen zich dan volledig in verschillen in belastingdruk.¹⁶ Dergelijke waardeverschillen zijn het gevolg van verschillen in de samenstelling van de woningvoorraad (de ene gemeente heeft meer villa's dan de andere), verschillen in de schaarste van woningen (dure versus goedkope regio's), verschillen in peiljaar (waardoor gelijke woningen op even gewilde locaties in (taxatie)waarde kunnen verschillen) en verschillen in de hoeveelheid zakelijk onroerend goed (aanwezigheid bedrijventerreinen, grote industrieën). Om met de mogelijkheid van belastingillusie rekening te houden is de *waarde onroerende zaken* als variabele opgenomen.¹⁷

Verder is het mogelijk dat er in dit verband verschil is tussen zakelijk onroerend goed en woningen, zoals bleek uit Amerikaans onderzoek (Ladd, 1975; Bell en Bowman, 1987). Kiezers wonen in woningen. Niet-woningen zijn in handen van een beperkte groep, waarvan bovendien een deel buiten de gemeente woont, zodat een deel van de belasting wordt 'geëxporteerd'. In gemeenten met veel zakelijk onroerend goed is de belastingprijs van collectieve voorzieningen voor de meeste kiezers daardoor lager, hetgeen een hogere belastingdruk tot gevolg kan hebben. We nemen daarom zowel de waarde van woningen als die van niet-woningen mee.

Uit de literatuur is nog een vorm van belastingillusie bekend die mogelijk een rol kan spelen: *renter illusion* ofwel huurdersillusie (Oates 1988, blz. 72). Huurders betalen alleen de gebruikersheffing; de eigenarenheffing wordt door de verhuurder betaald. In hoeverre de verhuurder deze heffing in de huur kan doorberekenen hangt af van de marktomstandigheden en de regelgeving omtrent huurprijzen. Het is denkbaar dat huurders de illusie hebben slechts de gebruikersheffing te betalen, en de feitelijke belastingdruk onderschatten. De gepercipieerde belastingprijs van de gemeentelijke dienstverlening is dan lager dan de feitelijke. Een hoger *aandeel huurders* op de lokale woningmarkt zou zo tot een hogere belastingdruk kunnen leiden.

In Nederland is nog een extra reden om met deze mogelijkheid rekening te houden: 29 procent van de huurders ontvangt *huursubsidie* (1996).¹⁸ Dat betekent dat voor deze groep - afhankelijk van het inkomen - globaal tussen de 55 en de 100 procent van de in de huur doorberekende eigenarenheffing door huursubsidie wordt gecompenseerd.¹⁹ In feite wordt een deel van de belasting op het Rijk afgewenteld. Naast *huurdersillusie* kan ook rationeel stemgedrag van huurders dus tot een hogere lokale belastingdruk leiden. Daarom is het aandeel huurwoningen op de plaatselijke woningmarkt (uitgesplitst naar sociale en particuliere huurwoningen) in de analyse meegenomen.

¹⁶ Door sommigen wordt dit wel als de normale situatie gezien (zie bijvoorbeeld Bordewijk, 1998a en 1998b). Ook de inkomstenmaatstaf in de nieuwe FVW hanteert impliciet dit uitgangspunt.

¹⁷ Door afronding op eenheden van f3000 of f5000, leegstand (geen gebruiker), kwijtschelding, vrijstellingen en bezwaarprocedures is de effectieve belastinggrondslag overigens wat kleiner dan de waarde van onroerende zaken.

¹⁸ Bron: CBS (1998b).

¹⁹ Zie Ministerie van VROM (zj.).

5 Onderzoek

5.1 Methode

Met behulp van regressietechnieken wordt het verband nagegaan tussen de gemeentelijke belastingdruk, de politieke samenstelling van college en gemeenteraad, en een aantal andere relevante variabelen. We nemen de *begrote* OZB-opbrengst omdat dat de politieke beslissingsvariabele is.²⁰ Om gemeenten van verschillende omvang vergelijkbaar te maken gebruiken we per capita cijfers. Waar in het vervolg wordt gesproken over de gemeentelijke belastingdruk wordt de OZB-opbrengst per inwoner bedoeld.

5.2 Onderzoeksjaar

In 1994 zijn in de meeste gemeenten raadsverkiezingen gehouden. Het is niet waarschijnlijk dat de nieuwe colleges of gemeenteraden al in 1995 hun stempel op de gemeentebegroting hebben kunnen zetten. In 1997 is de nieuwe Financiële-verhoudingswet (FVW) ingevoerd, en is tevens de Wet WOZ in praktijk gebracht. Beide leveren de nodige complicaties op. We kiezen daarom voor cross-sectie onderzoek voor het jaar 1996.

5.3 Onderzoekspopulatie

Nederland telde in 1996 625 gemeenten. Gemeenten die na 1994 zijn heringedeeld blijven buiten de analyse, niet alleen wegens dataproblemen, maar ook omdat voor deze gemeenten de periode tussen verkiezingen en onderzoeksjaar afwijkt. Hierdoor vallen 8 gemeenten af.²¹ Verder zijn er per 1/1/1996 de nodige grenswijzigingen geweest die het in theorie moeilijk maken gegevens uit zowel 1995 als 1996 te gebruiken. Wegens de geringe omvang van deze wijzigingen kunnen we dit wel verwaarlozen.²²

De onderzoeksgroep bevat dus in eerste instantie 617 gemeenten. Als gevolg van het ontbreken van gegevens, vacante wethouderszetels en de in 1996 nog in één gemeente gehanteerde oppervlaktemaatstaf voor de OZB vallen nog 15 gemeenten af, zodat er 602 gemeenten overblijven. Deze groep is representatief voor alle gemeenten in 1996 (zie bijlage 1).

5.4 Grote gemeenten en waddengemeenten

De vier grote gemeenten en de vijf waddengemeenten wijken wat betreft inkomsten (hoge algemene uitkering), uitgaven (hoge kosten) en belastinggrondslag (vooral op Vlieland en Schiermonnikoog zijn zeer veel vakantiehuisjes, waarvan de waarde door het CBS tot die van woningen wordt gerekend) sterk af van de rest van Nederland. Deze uitbijters blijken bovendien een grote invloed uit te oefenen op de regressievergelijking. Met de introductie van dummievariabelen kan dit niet worden verholpen. Er is daarom voor gekozen de vier grote gemeenten en de waddengemeenten verder buiten het onderzoek te houden. De analyse

²⁰ Gezien de grote mate van voorspelbaarheid van de belastinggrondslag is het verschil tussen begrote en gerealiseerde opbrengst klein.

²¹ Sluis-Aardenburg, Noord-Beveland en Tholen (herindeling in 1995) en Boxtel, Haaren, 's Hertogenbosch, Sint Michielsgestel en Wijk bij Duurstede (1996).

²² De grootste wijziging betreft de overdracht van 59 woningen van Valburg aan Nijmegen (CBS 1996, blz. 14-15).

heeft daardoor betrekking op 593 gemeenten (95 procent van het totaal).²³

5.5 Gegevens

Een overzicht van de kerngegevens van de gebruikte regressievariabelen is te vinden in bijlage 2; de bronnen staan vermeld in bijlage 3.

Tabel 4 op de volgende bladzijde laat de zetelverdeling zien van colleges (exclusief burgemeesters) en gemeenteraden in de 593 onderzochte gemeenten. Ook is aangegeven in hoeveel gemeenten de verschillende partijen zijn vertegenwoordigd.

Kaart 1 geeft een beeld van de variatie in de te verklaren variabele: de gemeentelijke belastingdruk. Deze varieert van f 93 tot f 527; het gemiddelde bedraagt f 217. Kaart 2 geeft een overzicht van de politieke kleur van de gemeenteraad (RAADKLEUR).

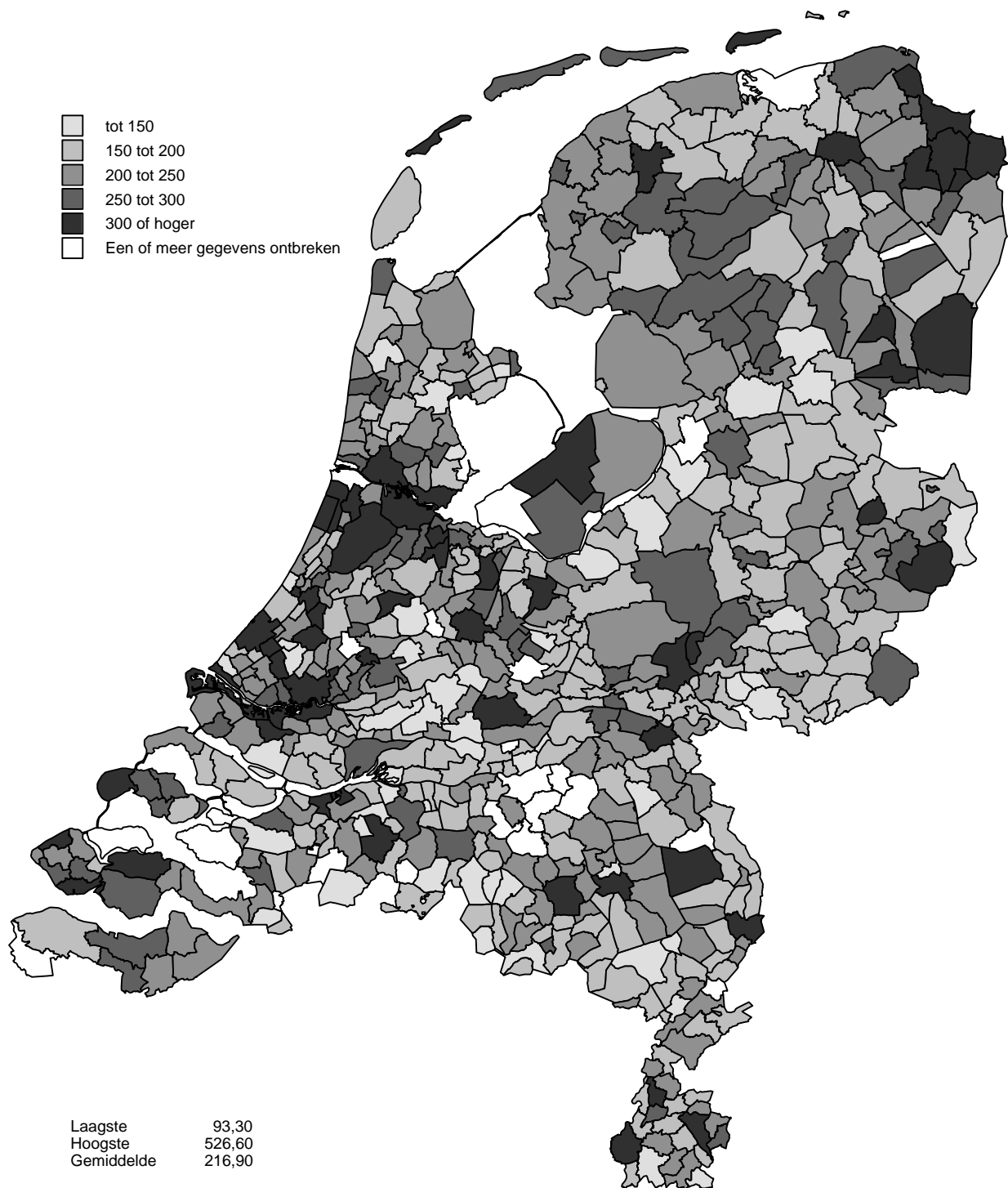
²³ Bijlage 1 laat zien dat de resultaten van dit onderzoek slechts in beperkte mate zouden veranderen als de grote vier en de waddengemeenten toch in de regressievergelijking zouden worden opgenomen.

**Tabel 4 Verdeling raads- en collegezetels en gemeenten waar partijen zijn vertegenwoordigd, 1996
(593 onderzochte gemeenten)**

	Zetelverdeling		Gemeenten waar partij is vertegenwoordigd	
	Aantal	%	Aantal	%
Gemeenteraad				
CDA	2611	25	582	98
PvdA	1720	17	530	90
VVD	1628	16	538	91
D66	925	9	344	58
GL	349	3	164	28
RPF	150	1	76	13
GPV	120	1	71	12
SGP	324	3	130	22
SP	107	1	36	6
CD	53	1	30	5
CP86	7	0	5	1
Lokale ongebonden partijen	2151	21	422	71
Overig links	192	2	71	12
Overig rechts	44	0	16	3
Totaal	10381	100	593	100
College (wethouders)				
CDA	509	30	437	74
PvdA	353	21	318	54
VVD	300	18	284	48
D66	115	7	104	18
GL	19	1	19	3
RPF	13	1	13	2
GPV	11	1	11	2
SGP	36	2	35	6
SP	2	0	1	0
CD	0	0	0	0
CP86	0	0	0	0
Lokale ongebonden partijen	304	18	243	41
Overig links	23	1	22	4
Overig rechts	5	0	5	1
Totaal	1728	100	593	100

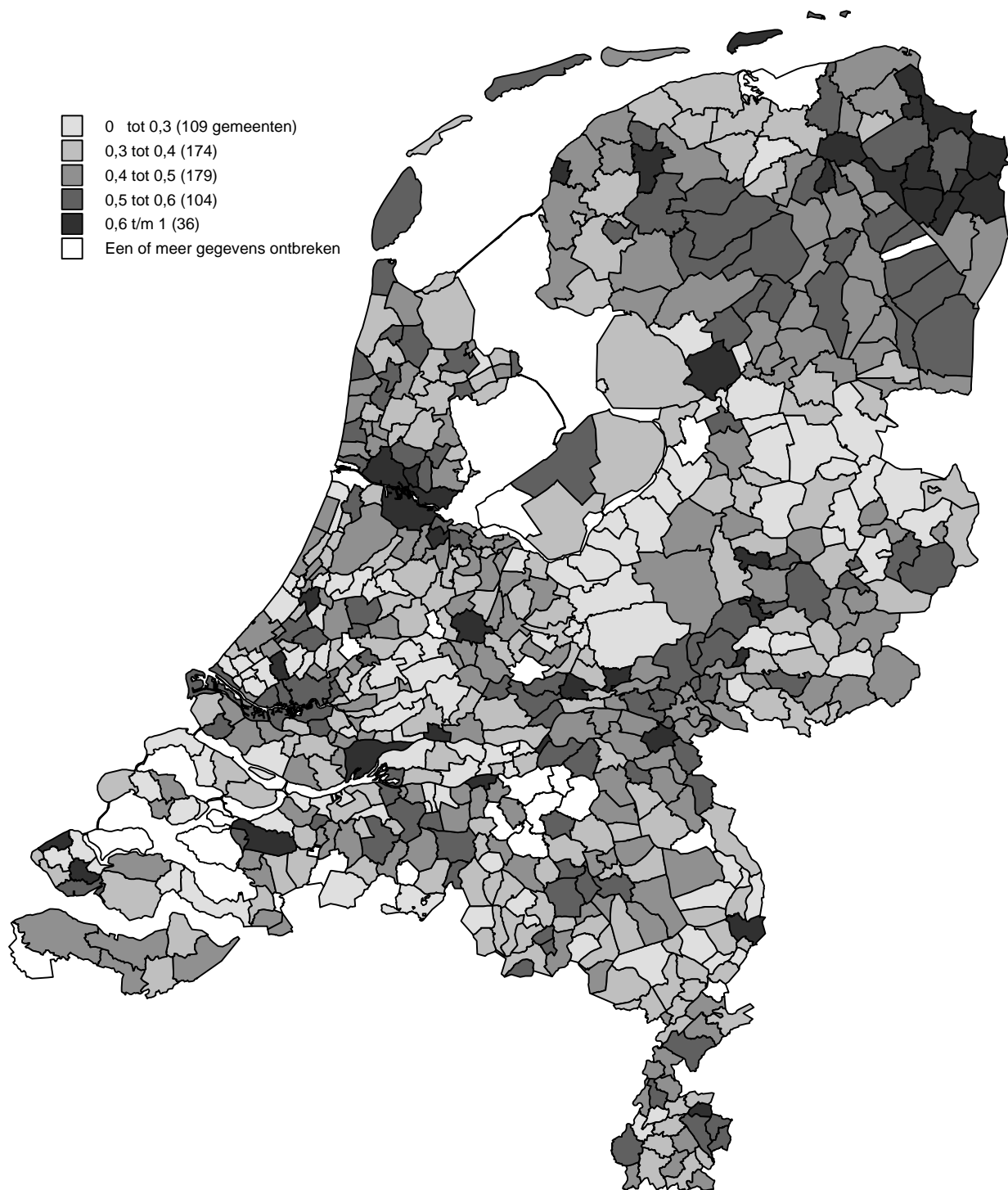
Bron: berekend op basis van gegevens van het CBS en uit de *Gids Gemeentebesturen 1996* (VNG-Uitgeverij).

Kaart 1 OZB-opbrengst per inwoner, 1996 (guldens)



Kaart 2 Politieke kleur van de gemeenteraad

Schaal van 0 (alleen rechtse partijen) tot 1 (alleen linkse partijen)



6 Uitkomsten

Tabel 5 geeft een overzicht van de uitkomsten van de regressie-analyse, uitgedrukt in guldens per inwoner.²⁴

6.1 Politieke kleur

Kolom A laat zien in hoeverre de politieke kleur van gemeenteraad en wethouders van invloed is op de gemeentelijke belastingdruk. De positieve coëfficiënt van RAADKLEUR geeft aan dat de politieke kleur van de gemeenteraad (ofwel het electoraat) inderdaad van invloed is op de belastingdruk: hoe linkser de raad hoe hoger de druk. De variabele CRKLEUR geeft het verschil aan tussen de kleur van het college en dat van de raad. Ook hier zien we een positieve waarde: als het college linkser is dan de raad is de belastingdruk hoger. Als het college zich niets gelegen zou laten liggen aan de raad, zou deze coëfficiënt even groot moeten zijn als die van RAADKLEUR. De coëfficiënt is echter aanmerkelijk kleiner. Het college houdt dus rekening met de voorkeuren van de raad: het komt de raad gemiddeld genomen voor een kleine 80 procent tegemoet (1-22/98). Wethouders kijken kennelijk goed naar de preferenties van het electoraat, maar voegen daar wel een bescheiden eigen accent aan toe.

De regressievergelijking verklaart 56% van de verschillen in de gemeentelijke belastingdruk ($R^2 = 0,56$).

Kijken we naar de afzonderlijke vier grote partijen²⁵ in de gemeenteraad (kolom B), dan valt op dat R^2 ongeveer even hoog is. Kennelijk geven COLKLEUR en RAADKLEUR een goed beeld, en is weging naar mate van links- of rechtsheid terecht achterwege gebleven. De tekens zijn naar verwachting: een groot aandeel van PvdA en D66 gaat samen met een hoge belastingdruk, en een groot CDA-aandeel met een lage belastingdruk. De invloed van de D66 is op 95% niveau net niet significant, maar wel op 90%-niveau. Opvallend is de geringe relevantie van het aandeel VVD-raadsleden. De reden zou in theorie kunnen liggen in de specificatie van het model. Doordat niet alle partijen tegelijk in de vergelijking kunnen worden opgenomen (multicollineariteit) zijn er diverse specificaties mogelijk. In geen hiervan echter is de omvang van de VVD in de gemeenteraad significant van invloed op de belastingdruk.

Kolom C ten slotte geeft het verband weer tussen de belastingdruk en de greep die de vier grote partijen hebben op de wethouderszetels. De coëfficiënten wijken nu alle vier significant van nul af, en de tekens zijn zoals verwacht. Eventuele twijfels over de linksheid van D66 of de rechtsheid van het CDA worden door deze resultaten weggenomen. Ook de VVD doet nu mee. De coëfficiënten voor de vier grote partijen in kolommen B en C verschillen niet significant, behalve voor de VVD.

²⁴ Dezelfde vergelijking is ook geschat met in plaats van per capita waarden de waarden per huishouden. Dit gaf echter een duidelijk minder sterk verband.

²⁵ Gekozen is voor de partijen die landelijk ten minste 5% innemen van zowel de raads- als de wethouderszetels (tabel 4). Het is niet mogelijk om alle partijen tegelijk op te nemen, omdat de aandelen tot één optellen (multicollineariteit).

Tabel 5 Uitkomsten regressie-analyse (OLS) van OZB-opbrengst per inwoner, 1996

Variabele	A	B	C
Constante	-35,33 (1,08)	-13,86 (0,37)	-17,95 (0,49)
RAADKLEUR	97,78 (4,98)		
Aandeel CDA in raad		-58,13 (3,72)	
Aandeel PvdA in raad		50,34 (2,16)	
Aandeel VVD in raad		-26,00 (1,14)	
Aandeel D66 in raad		57,27 (1,91)	
Aandeel CDA in college			-50,70 (4,38)
Aandeel PvdA in college			47,99 (3,30)
Aandeel VVD in college			-37,52 (2,83)
Aandeel D66 in college			44,30 (2,29)
CRKLEUR	22,26 (2,33)	20,07 (2,07)	-58,00 (2,76)
Aantal collegepartijen	-6,16 (2,05)	-7,20 (2,37)	-7,72 (2,53)
Scheefheid algemene uitkering*	0,15 (3,66)	0,17 (4,44)	0,16 (4,14)
Algemene uitkering*	0,10 (4,66)	0,11 (5,63)	0,11 (5,70)
Geen rioolrecht	13,17 (1,99)	12,44 (1,85)	12,19 (1,90)
Gemeentelijke herindeling 1997	-9,97 (1,84)	-9,91 (1,83)	-9,88 (1,84)
Artikel 12-status	57,86 (3,85)	57,58 (3,91)	58,97 (4,05)
Inwoners (1000)	0,57 (5,40)	0,60 (5,35)	0,58 (5,14)
Beschikbaar inkomen* (f1000)	2,79 (1,73)	3,79 (2,16)	4,22 (2,52)
Vermogen (f1000)*	0,22 (2,02)	0,14 (1,16)	0,14 (1,20)
Waarde woningen* (f1000)	0,38 (1,66)	0,39 (1,70)	0,36 (1,58)
(Waarde niet-woningen*) ² (f10 ⁻⁸)	2,56 (8,79)	2,58 (7,91)	2,57 (8,61)
Aandeel sociale huurwoningen	98,23 (3,82)	90,16 (3,32)	97,28 (3,65)
R ² (gecorrigeerd)	0,563	0,559	0,562
N	593	593	593

Met * gemarkeerde variabelen betreffen per capita waarden. De (absolute) t-waarden staan tussen haakjes. Deze zijn gecorrigeerd voor heteroscedasticiteit volgens de methode van White. Bij een t-waarde van 1,96 of hoger wijkt de coëfficiënt significant af van nul (vet gedrukt); de kans dat deze uitkomst op toeval berust is dan kleiner dan 5%. Bij een t-waarde van 1,64 of hoger wijkt de coëfficiënt met 90% waarschijnlijkheid van nul af.

Ook de kleine partijen zijn onderzocht. Doordat deze echter in relatief weinig gemeenten een rol van betekenis spelen (tabel 4) is hun invloed in de meeste gevallen niet waarneembaar. Uitzonderingen zijn RPF (zowel in raad als college) met een duidelijk lagere belastingdruk, en GL (raad) met een hogere belastingdruk (niet in tabel opgenomen). Het aandeel van de (ongebonden) lokale partijen, als één geheel beschouwd, vertoont geen verband met de belastingdruk.

Tabel 6 geeft een beeld van de politieke omstandigheden waaronder het kleurverschil tussen college en raad van invloed is op de belastingdruk. Hoe groter de coëfficiënt van CRKLEUR ten opzichte van die van RAADKLEUR, hoe meer het college afwijkt van de (belasting)voorkeur van de raad. Opvallend is dat in gemeenten waar PvdA en D66 in de oppositie zijn, het college een relatief zware stempel zet op de belastingdruk. Hetzelfde geldt voor gemeenten met de VVD op het wethouderspluche. Dit is uiteraard voor een groot deel dezelfde groep.

Tabel 6 Invloed van variabele CRKLEUR op belastingdruk bij verschillende politieke constellaties (regressievergelijking conform kolom A van tabel 5)

	In raad	In college	Coëfficiënt CRKLEUR	t-waarde	CRKLEUR/RAADKLEUR	n	Gemiddelde CRKLEUR
CDA	-	-	<i>(te kleine steekproef voor regressie)</i>			11	0,071
	+	-	13	0,66	0,22	145	0,075
	+	+	19	1,61	0,17	437	-0,063
PvdA	-	-	-2	0,07	-0,03	63	-0,028
	+	-	48	2,57	0,43	212	-0,156
	+	+	30	1,61	0,24	318	0,058
vvd	-	-	14	0,30	0,14	55	-0,025
	+	-	5	0,36	0,06	254	0,039
	+	+	45	2,56	0,41	284	-0,088
D66	-	-	13	0,91	0,13	249	-0,019
	+	-	42	2,41	0,31	240	-0,076
	+	+	-1	0,02	0,02	104	0,062
Alle onderzochte gemeenten			21	2,25	0,20	593	-0,028

Vet gedrukt: coëfficiënt CRKLEUR wijkt significant af van nul (95%-niveau).

Hoewel er duidelijk een verband is tussen politieke kleur en belastingdruk, is het natuurlijk niet zo dat kiezers de belastingdruk in één keer drastisch kunnen verlagen door *en masse* te gaan stemmen op partijen die belastingverlaging beloven. Het uitgavenniveau van de gemeente kan van jaar op jaar slechts geleidelijk worden aangepast. Voor de belastingdruk geldt hetzelfde. De hoogte van de belastingdruk in 1996 wordt daardoor voor een deel bepaald door politieke keuzen van vóór de gemeenteraadsverkiezingen van 1994. Dit onderzoek meet in principe slechts de korte-termijn invloed van politieke kleur op belastingdruk, doordat alleen de politieke kleur in de periode 1994-1995 wordt meegenomen. Op de langere termijn zou de invloed van de politiek nog wel eens groter kunnen zijn. In de praktijk vinden ook politieke verschuivingen echter vrij geleidelijk plaats, waardoor dit lange-termijneffect deels al in de onderzoeksresultaten zit.²⁶

²⁶ Doordat de belastingdruk in de praktijk vermoedelijk sneller is te verhogen dan te verlagen, is voor de kortere termijn een asymmetrisch effect denkbaar van politieke verschuivingen op de belastingdruk. Een 'ruk

6.2 Stabiliteit coalitie

Het aantal coalitiepartijen heeft een neerwaartse invloed op de belastingdruk. Eén partij extra in het college betekent globaal een belastingdruk die per inwoner f 7 lager is. Dit is tegengesteld aan de verwachting, die is gebaseerd op de uitkomsten van buitenlands onderzoek. Daar lijkt eerder sprake van een hogere belastingdruk bij een groter aantal regeringspartijen, als er al een verband wordt gevonden (paragraaf 3.2).

Een mogelijke verklaring is dat grotere coalities door onderlinge concurrentie minder stabiel zijn en daardoor moeilijk impopulaire maatregelen als belastingverhogingen kunnen doorvoeren. Een maatstaf voor de concurrentie tussen partijen is het aantal *effectieve partijen*, gedefinieerd als $1 / \sum p_i^2$, waarbij p_i het zetelaandeel is van partij i .²⁷ Als alle partijen even sterk zijn is het aantal effectieve partijen gelijk aan het aantal partijen. Domineert één partij de overige partijen, dan ligt het aantal effectieve partijen dicht bij 1. Hoe groter het aantal effectieve partijen, hoe groter de concurrentie tussen de partijen.

Het aantal effectieve raadspartijen vertoont geen verband met de gemeentelijke belastingdruk, maar het aantal effectieve collegepartijen wel. De coëfficiënt is vrijwel gelijk aan die van het aantal collegepartijen in tabel 5 (A); de (absolute) t-waarde ligt iets hoger.²⁸

Nader onderzoek op dit terrein zou interessant kunnen zijn. Wel blijft bij het aantal coalitiepartijen voorzichtigheid geboden, doordat de variatie van dit aantal in veel gemeenten sterk wordt beperkt door het kleine aantal wethouderszetels (hoe meer zetels, des te grotere coalities mogelijk zijn).²⁹

6.3 Niet-politieke variabelen

Algemene uitkering

Hoe hoger de algemene uitkering, des te hoger de belastingdruk. Er is dus geen sprake van complementariteit, maar eerder van communicerende vaten: een hoge algemene uitkering gaat samen met hoge uitgaven, maar dekt die kennelijk onvoldoende om een gelijke belastingdruk mogelijk te maken. Erg sterk is het verband niet: als de algemene uitkering per inwoner 1 gulden hoger is, ligt de belastingdruk een dubbeltje hoger. Ook in Noors en Amerikaans onderzoek zijn positieve verbanden gevonden tussen algemene uitkeringen en de belastingdruk (Borge, 1995 en Holtz-Eakin, 1988). Stine (1985) vond bij Amerikaanse *counties* een negatief verband.

Deze uitkomst is in overeenstemming met de hypothese dat een hogere algemene uitkering gepaard gaat met een lagere belastingprijs van gemeentelijke voorzieningen, en daardoor met een hogere belastingdruk. De kiezer onderschat in deze zienswijze de prijs die hij voor zijn voorzieningen betaalt; een vorm van belastingillusie. Een andere mogelijkheid is echter dat

naar rechts' bij lokale verkiezingen zou dan langzamer in de belastingdruk doorwerken dan een verschuiving in linkse richting. Dit valt echter buiten het kader van dit onderzoek.

²⁷ Dit is de reciproke van de Herfindahl-Hirschman index, die wel wordt gebruikt om economische concentratie te meten (Denters 1987, blz. 62-63).

²⁸ Coëfficiënt -6,41; t-waarde -2,17.

²⁹ Voor de volledigheid is ook gekeken of de index van Roubini en Sachs (zie paragraaf 3.2) met de belastingdruk samenhangt, maar alleen al gezien het feit dat drie kwart van de gemeenten in één van de vier categorieën zit kan het niet verbazen dat dit niet veel oplevert. Deze index heeft bovendien een hybride karakter (het aantal coalitiepartijen speelt een rol, maar ook de vraag of de coalitie een meerderheid in de raad heeft of niet) en is daardoor minder helder.

de algemene uitkering stelselmatig te laag is voor gemeenten met een hoog kostenniveau (paragraaf 4.3). Nader onderzoek op dit vlak lijkt gewenst.

Ook de onvolkomenheden in de verdeling van de algemene uitkering ('scheefheid') gaan samen met een hogere belastingdruk. De coëfficiënten van beide variabelen ontlopen elkaar weinig. Gemeenten die volgens de inzichten die ten grondslag liggen aan de nieuwe FVW te weinig kregen (globaal: gemeenten met een zwakke sociale structuur en een sterke centrumfunctie) kennen een hogere belastingdruk. Voor elke gulden die ze tekort kwamen werd 15 cent extra belasting geheven. De scheefheid van de verdeling van de algemene uitkering werd dus grotendeels gecompenseerd door lagere uitgaven.

De scheefheidscoëfficiënt is voor voordeel- en nadeelgemeenten ongeveer even groot (niet in de tabel te zien). In voordeelgemeenten is de belastingdruk per gulden 'scheefheid' dus evenveel hoger als hij in nadeelgemeenten per gulden 'scheefheid' lager is. Er is geen sprake van asymmetrie, die de landelijke OZB-opbrengst zou kunnen beïnvloeden.³⁰

Een en ander geeft steun aan de opvatting dat de nieuwe Financiële-verhoudingswet meer rekening houdt met de behoeftverschillen tussen gemeenten dan de oude.

Niet-gedekte kosten riolering

Slechts een minderheid van de gemeenten bekostigt de reiniging gedeeltelijk uit de algemene middelen. Er is geen gemeente zonder reinigingsrecht of afvalstoffenheffing. Gemiddeld gaat het om nog geen negen gulden per inwoner aan ongedekte kosten. Het is dan ook niet verbazingwekkend dat de variabele ongedekte reinigingskosten bij lange na geen significant verband vertoont met de belastingdruk. Deze variabele is dan ook niet opgenomen.

De niet-gedekte kosten van de riolering zijn wel van belang. Gemiddeld gaat het om 39 gulden per capita; 45 gemeenten kenden in 1996 geen rioolrecht (voor huishoudens). Het gevonden verband is echter niet significant en het teken is negatief (niet in tabel 5 te zien). Als de verfijning rioleringen tot de rioleringsinkomsten wordt gerekend (en de ongedekte kosten in veel gemeenten dus lager uitvallen) heeft de coëfficiënt wel het verwachte positieve teken. De coëfficiënt wijkt echter niet significant van nul af. Dit zou verband kunnen houden met de grote verschillen in gemeentelijke boekhoudsystemen, die de vergelijkbaarheid van de kostencijfers bemoeilijkt. Uit eerder onderzoek blijkt dat in de ene gemeente veel meer kosten (zoals overhead) aan functies als riolering en reiniging worden toegerekend dan in de andere.³¹ Dergelijke ruis vertekent schattingen van de regressiecoëfficiënten.

Om bovenstaande redenen is gekozen voor een eenvoudig alternatief: een dummievariabele voor het heffen van rioolrecht. Waar geen rioolrecht wordt geheven komen de kosten ten laste van de algemene middelen. In bijlage 1 worden enkele alternatieve benaderingen gevolgd.

Gemeenten die geen rioolrecht kennen hebben inderdaad een hogere OZB-opbrengst per inwoner. Dit is conform de verwachting. Het verband is echter zwak en op 95%-niveau niet in alle varianten significant.

Gemeentelijke herindeling

³⁰ Als bijvoorbeeld gemeenten die in 1996 eigenlijk een te lage algemene uitkering ontvingen (voordeelgemeenten) een flink hogere belastingdruk hadden, terwijl nadeelgemeenten het in 1996 'te veel' ontvangen geld grotendeels hadden uitgegeven, dan zou de landelijke OZB-opbrengst hoger zijn geweest (Flypaper-effect, zie Sterks en Allers, 1996).

³¹ Groot en Budding (1998).

Omdat het denkbaar is dat gemeenten die in het laatste jaar van hun bestaan zijn hun belastingopbrengst enigszins temperen is een dummie voor herindeling als controlevariabele opgenomen. De coëfficiënt is significant op 10%-niveau, het teken is naar verwachting (negatief).

Artikel 12-status

Artikel 12-gemeenten blijken zoals verwacht een significant hogere belastingdruk te hebben: het scheelt een kleine f 60 per inwoner.

Inwoners

Een groter aantal inwoners gaat samen met een hogere belastingdruk. Per duizend inwoners extra ligt de belastingdruk ruim twee kwartjes hoger. Verschillende redenen zijn denkbaar. Zo is het mogelijk dat de algemene uitkering onvoldoende rekening houdt met de hogere kosten van grotere gemeenten. Ook zou de grotere afstand tussen burger en bestuurder een rol kunnen spelen: in kleine gemeenten worden bestuurders directer op hun beleid aangesproken. De mate van stedelijkheid (gemeten aan de hand van de omgevingsadressendichtheid) is niet van invloed op de belastingdruk (niet in regressie opgenomen).

Gemiddeld huishoudensinkomen

De belastingdruk neemt toe met het gemiddelde besteedbare huishoudensinkomen. De mate waarin verschilt nogal tussen de drie geschatte varianten. Het effect is niet al te sterk. Een positief verband tussen inkomen en belastingdruk ligt vanuit de theorie gezien voor de hand: bij een hoger inkomen wordt meer geconsumeerd, ook van gemeentelijke voorzieningen. Ook in buitenlands onderzoek wordt een dergelijk verband vaak gevonden. Dit is een voorbeeld van het doorwerken van lokale voorkeuren in de belastingdruk op een manier die los staat van de politieke kleur van raad of college. Immers, bij een gegeven kleur is de belastingdruk hoger bij een hoger inkomen. Doordat gemeenten met een relatief arme bevolking naar verhouding hoge netto-uitgaven hebben (tabel 3) wordt dit verband vermoedelijk versluierd.

Naast het gemiddelde beschikbare huishoudensinkomen is aanvankelijk ook het aandeel huishoudens met een laag inkomen³² en het aandeel economisch actieven in de analyse betrokken. Deze variabelen bleken echter dermate sterk gecorreleerd met het besteedbare inkomen dat opname niet zinvol was.

Gemiddeld vermogen

Het gemiddelde huishoudensvermogen³³ lijkt ook een bescheiden rol te spelen; de coëfficiënt is echter niet in alle versies significant (alleen in kolom A).

Waarde onroerende zaken

Zowel de waarde van woningen als die van niet-woningen is van invloed op de

³² Het aandeel van de huishoudens die behoren tot de tweede, derde en vierde tienprocentsgroep van de landelijke inkomensverdeling in het totaal van de huishoudens in de gemeente.

³³ Deze gegevens zijn gebaseerd op de aangiften vermogensbelasting. Alleen vermogens van twee ton of meer zijn waargenomen. Omdat niet iedereen een dergelijk groot vermogen bezit is het vermenigvuldigd met het aantal bezitters van waargenomen vermogen, en vervolgens gedeeld door het aantal inwoners.

belastingdruk. Uit analyse van de regressie-residuen bleek de invloed van de waarde van niet-woningen zelfs kwadratisch te zijn. Dit betekent dat vooral grote per capita waarden van niet-woningen een sterke invloed hebben op de belastingdruk.

Als de waarde van woningen per inwoner f 1000 hoger is, ligt de belastingdruk 38 cent hoger. De coëfficiënt is echter niet erg significant: in twee van de drie varianten, op 90%-niveau. Dit lijkt te wijzen op een lichte mate van belastingillusie. Als de waarde van woningen f 5000 hoger is, ligt de belastingdruk zo'n f 1,90 hoger ($0,38 * 5$). Het gemiddelde OZB-tarief bedroeg in 1996 f 15,36.³⁴ De *illusie-factor* bedraagt voor woningen dus zo'n 12% (1,90 als percentage van 15,36). Bij 100% illusie zouden twee gemeenten die alleen van elkaar verschillen in de per capita waarde van onroerende zaken dezelfde tarieven hanteren; verschillen in waarde vertalen zich dan volledig in verschillen in belastingdruk.

Dat de waarde van niet-woningen en die van woningen verschillend in de belastingdruk doorwerken is in overeenstemming met de uitkomsten van Amerikaans onderzoek (Ladd 1975, Bell en Bowman 1987), waar voor niet-woningen (niet kwadratisch) een significant hogere coëfficiënt werd gevonden dan voor woningen. Dit is niet verbazingwekkend. In gemeenten met veel zakelijk onroerend is de belastingprijs voor de meeste kiezers immers lager, door afwenteling op niet-inwoners (belastingexport) en door de concentratie van het eigendom van niet-woningen dat wel binnen de gemeente ligt in de handen van een beperkte groep. Van een extra gulden belastingopbrengst wordt een kleiner deel door de gemiddelde kiezer zelf betaald. Het is dan rationeel om voor hogere belastingtarieven te kiezen. Het feit dat dit effect zichtbaar is naast dat van politieke kleur, geeft aan dat politici hiermee - al dan niet bewust - rekening houden. Het is dus niet (in elk geval niet alleen) zo dat burgers in gemeenten waar een groot deel van de OZB wordt geëxporteerd linkser stemmen; bij eenzelfde politieke samenstelling ligt de belastingdruk hoger als de per capita waarde van niet-woningen hoger is.

Het gevonden export-effect blijkt in Nederland vooral op te gaan in gemeenten met een meer dan gemiddelde per capita waarde van niet-woningen (kwadratisch verband).³⁵ Dit zou kunnen samenhangen met het feit dat juist als een gemeente een uitzonderlijk hoge waarde van niet-woningen kent (veel bedrijventerreinen, grootschalige industrie), vermoedelijk een groot deel daarvan in handen van niet-ingezetenen zal zijn, en dus een groot deel van de OZB geëxporteerd wordt.

Een alternatieve verklaring is dat een hoge waarde van niet-woningen hoge (netto)uitgaven voor de gemeente met zich meebrengt (bijvoorbeeld aan infrastructuur), die tot een hogere belastingdruk nopen. Tabel 3 laat zien dat de enige omvangrijke netto-uitgavenpost die mogelijk samenhangt met de aanwezigheid van zakelijk onroerend goed 'verkeer vervoer en waterstaat' is (14% van de netto-uitgaven). Hieronder vallen voornamelijk de kosten van het wegenonderhoud. Opname van de variabele 'oppervlak verharde wegen per inwoner' als indicator voor deze kosten leidt echter niet tot andere conclusies. De coëfficiënt is verre van significant ($t = 0,44$) en de coëfficiënt van de waarde van niet-woningen verandert vrijwel niet.

Huurwoningen

³⁴ Bron: COELO-database.

³⁵ De geciteerde Amerikaanse onderzoeken wijzen een kwadratisch verband niet met zoveel woorden af. Er wordt niet vermeld of er naar is gekeken. Het is dus niet uitgesloten dat ook in die situaties een kwadratisch verband meer op zijn plaats zou zijn geweest.

Het aandeel huurwoningen in het woningbestand vertoont een positief verband met de belastingdruk. Maken we echter onderscheid naar sociale en particuliere huurwoningen,³⁶ dan blijkt alleen het aandeel sociale huurwoningen van belang. Dit suggereert dat er niet zozeer sprake is van huurdersillusie³⁷, maar eerder van een verband tussen het aandeel huursubsidie-ontvangers en de belastingdruk. Immers, sociale huurwoningen zijn gemiddeld goedkoper dan particuliere huurwoningen, waardoor een groter deel van de bewoners voor huursubsidie in aanmerking zal komen.

Tabel 7 laat zien dat het aandeel woningen waarvan de bewoners huursubsidie ontvangen inderdaad een sterk en positief verband vertoont met de belastingdruk (kolom B).³⁸ Kolom A toont de standaard-regressievergelijking uit tabel 5 (A). De getallen zijn anders omdat het hier een kleinere steekproef betreft (512 in plaats van 593 gemeenten). Ook ontbreekt de variabele 'herindeling', omdat de steekproef nu immers uitsluitend niet-heringedeelde gemeenten bevat.³⁹

Verrassend is dat naast de huursubsidievariabele ook het aandeel sociale huurwoningen significant van invloed blijft (kolom C). Dit geldt niet voor het totale aandeel huurwoningen (sociaal plus particulier) ($t = 1,13$, niet in tabel), waardoor de hypothese van huurdersillusie kan worden verworpen.⁴⁰

Waarom het aandeel sociale huurwoningen naast variabelen als het aandeel huursubsidie-ontvangers en het gemiddelde besteedbare inkomen significant van invloed blijft op de belastingdruk is niet duidelijk, te meer daar variabelen als het aandeel lage inkomens en de participatiegraad geen additionele invloed lijken te hebben. Het kan dus niet gaan om een zwakke sociale structuur.

³⁶ Sociale huurwoningen zijn in het bezit van de 'toegelaten instellingen' (woningcorporaties).

³⁷ Er is sprake van huurdersillusie als huurders zich onvoldoende bewust zijn van het feit dat de eigenarenheffing wordt doorberekend in de huur. De door hen betaalde OZB is dan hoger dan zij beseffen. Zie blz. 20.

³⁸ Helaas is het aantal ontvangers van huursubsidie alleen beschikbaar voor gemeenten die niet per 1 januari 1997 zijn heringedeeld. Hierdoor vallen zo'n 80 gemeenten af, die alle in Noord-Brabant en Zeeland liggen. De overblijvende steekproef is niet representatief voor Nederland, ook al omdat de variabele 'herindeling' een niet geheel verwaarloosbare invloed heeft op de belastingdruk (tabel 5). Daarom is het aandeel huursubsidie-ontvangers verder niet in de regressievergelijkingen opgenomen.

³⁹ Zie vorige voetnoot.

⁴⁰ Heyndels en Smolders (1994) vinden in Vlaanderen ook geen aanwijzingen voor het optreden van huurdersillusie.

Tabel 7 Invloed huursubsidie: uitkomsten regressie-analyse (OLS) van OZB-opbrengst per inwoner, 1996

Variabele	A	B	C
Constante	-6,73 (0,79)	-29,04 (0,85)	-30,91 (0,91)
RAADKLEUR	123,57 (6,46)	110,04 (5,67)	111,77 (5,75)
CRKLEUR	14,92 (1,60)	15,07 (1,60)	15,02 (1,61)
Aantal collegepartijen	-6,85 (2,24)	-6,67 (2,13)	-7,48 (2,40)
Scheefheid algemene uitkering*	0,10 (2,38)	0,070 (1,65)	0,073 (1,73)
Algemene uitkering*	0,087 (4,90)	0,078 (3,38)	0,078 (3,39)
Geen rioolrecht	9,74 (1,51)	10,26 (1,57)	9,51 (1,48)
Artikel 12-status	65,46 (4,45)	63,34 (4,35)	63,72 (4,36)
Inwoners (1000)	0,57 (5,18)	0,55 (5,13)	0,53 (4,90)
Beschikbaar inkomen* (f1000)	2,77 (1,60)	3,61 (2,02)	3,34 (1,87)
Vermogen* (f1000)	0,22 (1,87)	0,20 (1,77)	0,22 (1,94)
Waarde woningen* (f1000)	0,26 (1,13)	0,27 (1,15)	0,28 (1,21)
(Waarde niet-woningen*) ² (f10 ⁻⁸)	3,02 (8,46)	3,06 (9,03)	3,04 (8,92)
Aandeel sociale huurwoningen	97,30 (3,79)		60,07 (1,97)
Aandeel woningen met huursubsidie		267,18 (3,61)	173,99 (1,98)
R ² (gecorrigeerd)	0,579	0,579	0,581
N	512	512	512

Met * gemarkeerde variabelen betreffen per capita waarden. De (absolute) t-waarden staan tussen haakjes. Deze zijn gecorrigeerd voor heteroscedasticiteit volgens de methode van White. Bij een t-waarde van 1,96 of hoger wijkt de coëfficiënt significant af van nul (95%-niveau; vet gedrukt). Bij een t-waarde van ten minste 1,64 wijkt de coëfficiënt met 90% waarschijnlijkheid van nul af.

In veruit de meeste gemeenten bedraagt het tarief voor de gebruikersheffing van de OZB 100/125 deel van het tarief van de eigenarenheffing.⁴¹ Dat betekent dat 125/225 deel van de OZB-aanslag voor een huurwoning via de huur wordt verrekend (of, als dit niet mogelijk is, geheel of gedeeltelijk voor rekening komt van de verhuurder). Van deze doorberekende belasting wordt afhankelijk van het inkomen 55 à 100 procent gecompenseerd door de huursubsidie.⁴² Iemand die huursubsidie ontvangt (in 1996 29 procent alle huurders)⁴³ betaalt

⁴¹ Allers (1997).

⁴² Ministerie van VROM (zj.).

⁴³ Bron: CBS (1998b).

dus maar tussen de 44 en de 69 procent van de gecombineerde OZB-aanslag voor zijn woning.⁴⁴ Het is niet onlogisch om in dat geval voor een hogere belastingdruk te kiezen. Hoe groter het aandeel huishoudens is dat huursubsidie ontvangt, hoe groter het deel van de OZB-opbrengst dat op de rijksbegroting wordt afgewenteld, en hoe hoger de gemeentelijke belastingdruk.

Het feit dat dit effect zichtbaar is naast dat van politieke kleur, geeft opnieuw aan dat politici hiermee - al dan niet bewust - rekening houden. Het effect loopt dus niet (alleen) via de politieke kleur.

De mogelijke invloed van de belastingtarieven in buurgemeenten op de gemeentelijke belastingdruk (paragraaf 3.2) valt buiten dit onderzoek, wegens de hiermee samenhangende methodologische complicaties.

⁴⁴ Wordt de in de huur verrekende OZB geheel door huursubsidie gecompenseerd (laag inkomen) dan betaalt men alleen het gebruikersdeel (doorgaans 100/225 deel, ofwel 44%). Wordt slechts 55% door huursubsidie gecompenseerd, dan betaalt men het gebruikersdeel (44%) en 45% van het eigenarendeel ($0,45 * 125/225$, ofwel 0,25): samen 69%.

7 Samenvatting en conclusies

Dit rapport doet verslag van een onderzoek naar factoren die verschillen in gemeentelijke belastingdruk (OZB-opbrengst per inwoner) kunnen verklaren. De gebruikte gegevens hebben betrekking op 593 gemeenten in 1996. De vier grote steden en de waddengemeenten zijn buiten het onderzoek gehouden wegens de gebleken aanwezigheid van specifieke factoren die de belastingdruk daar mede bepalen.

Met behulp van regressie-analyse is vastgesteld dat er een duidelijk verband bestaat tussen politieke kleur en belastingdruk. Hoe groter het aandeel van linkse partijen in raad of college, hoe hoger de belastingdruk. Het primaat ligt bij de gemeenteraad: het college komt de raad gemiddeld zo'n 80 procent tegemoet. We kunnen dus vaststellen dat de kiezer inderdaad invloed heeft op de gemeentelijke belastingdruk.

Ook het aantal collegepartijen heeft enige invloed op de belastingdruk: hoe meer partijen, hoe lager de druk.

Naast politieke factoren spelen ook andere omstandigheden een rol. De scheefheid van de verdeling van de algemene uitkering onder de FVW 1984 is daar een van. Voor elke gulden die een gemeente tekort kwam (volgens de inzichten die ten grondslag liggen aan de nieuwe FVW) ligt de belastingdruk 15 cent hoger (en vice versa). Dit suggereert dat de nieuwe FVW, die met ingang van 1997 wordt ingevoerd, inderdaad beter rekening houdt met de behoeftverschillen tussen gemeenten dan de FVW 1984.

Ook de algemene uitkering zelf, het aantal inwoners, het hebben van de artikel 12-status, het besteedbare inkomen en het vermogen van de inwoners vertonen alle een positief verband met de belastingdruk. Gemeenten die geen rioolrecht kennen hebben zoals verwacht een hogere belastingdruk dan gemeenten die wel rioolrecht heffen.

Er is een zwak positief verband tussen de per capita waarde van woningen en de belastingdruk. Op economische gronden ligt zo'n verband niet direct voor de hand. Inkomen en vermogen zijn immers apart in de regressievergelijking opgenomen. Het is niet duidelijk waarom twee gemeenten, die alleen verschillen in de per capita waarde van onroerende zaken (en dus even rijke inwoners hebben), een verschillende belastingdruk zouden moeten kennen. Het lijkt erop dat *nominale* belastingtarieven bij de bepaling van de belastingdruk een bescheiden rol spelen (*belastingillusie*).⁴⁵ Bij een hoge waarde van onroerende zaken kan met een bescheiden OZB-tarief (waarmee men in de Consumentengids niet uit de toon valt) immers een hoge belastingopbrengst worden gegenereerd. Zoals gezegd is het gevonden effect echter klein.

De per capita waarde van niet-woningen heeft wel een duidelijk belastingopdrijvend effect, dat sterker wordt naarmate die waarde hoger is. Dit komt vermoedelijk doordat niet-woningen deels in handen zijn van niet-ingezetenen. Dit is sterker het geval naarmate er meer grote bedrijven zijn gevestigd, en de per capita waarde van niet-woningen hoog is. Naarmate niet-ingezetenen een groter deel van de belastinggrondslag bezitten, wordt een groter deel van belastingdruk geëxporteerd, en krijgen de ingezetenen meer voorzieningen voor hun belastinggeld. Bij een gegeven politieke constellatie is de *belastingprijs* van de voorzieningen dan lager en ligt de belastingdruk hoger.

Verder neemt de belastingdruk sterk toe met het aandeel van de sociale huurwoningen in de woningvoorraad. Dit duidt echter niet op belastingillusie, maar op een relatie tussen het

⁴⁵ Belastingillusie duidt op een verschil tussen de werkelijke en de door de belastingbetaler waargenomen belastingdruk: men betaalt meer of minder dan men denkt.

aandeel huursubsidie-ontvangers en de belastingdruk. Ontvangers van huursubsidie wentelen immers een deel van de OZB op de rijksbegroting af, doordat de eigenarenheffing via de huur wordt verrekend. Het is dan niet onlogisch om een hogere belastingdruk te prefereren. Gemeentebestuurders komen hieraan tegemoet. Op nationaal niveau leidt dit echter niet tot een optimale allocatie.

De kernvraag van dit onderzoek - zijn verschillen in gemeentelijke belastingdruk een gevolg van verschillen in lokale voorkeuren, of van voor de kiezer onbeïnvloedbare factoren - is hiermee voor een groot deel beantwoord. Het loont wel degelijk de moeite om te gaan stemmen. De politieke kleur van de gemeenteraad is duidelijk van invloed op de belastingdruk. Wethouders gaan desnoods voorbij aan hun eigen voorkeuren om tegemoet te komen aan de voorkeuren van het electoraat. Huilerige verhalen over verschillen in belastingdruk tussen gemeenten dienen dus te worden genuanceerd.

Door de ééndimensionale weergave van de politieke samenstelling van raad en college (mate van linksheid) wordt de invloed van de kiezer door dit onderzoek eerder onder- dan overschat. De kiezer zal naast de *hoogte* van de belastingdruk vermoedelijk ook de *samenstelling* van de met de opbrengst bekostigde uitgaven kunnen sturen. Bovendien loopt de relatie tussen lokale voorkeuren en belastingdruk niet uitsluitend via de politieke kleur van raad of college. Zo is bij een gegeven politieke kleur de belastingdruk bijvoorbeeld hoger naarmate de inwoners meer te besteden hebben.

De aanwezige belastingillusie is, voor zover na te gaan, klein. Dit is belangrijk, omdat belastingillusie leidt tot een ongewenste belastingdruk, ook al worden de voorkeuren van kiezers in beleid omgezet.

Een minder welkome uitkomst van dit onderzoek is het belastingopdrijvende effect van belastingexport, hetzij via huursubsidie, hetzij via het bezit van onroerende zaken door niet-ingezetenen. Dit leidt landelijk gezien tot een suboptimale allocatie. Bij een eventuele beleidsvoornemens betreffende tariefdifferentiatie of de relatieve limiet, of bijvoorbeeld plannen voor afschaffing van de gebruikersheffing, zou hiermee rekening moeten worden gehouden.⁴⁶

Veranderingen in het eigen beleid van de gemeenten weerspiegelen zich - voor zover zij financiële gevolgen hebben - direct in de lokale belastingdruk. Het feit dat de kiezer op die belastingdruk een duidelijk stempel zet, suggereert dat ook verschillen in het lokale voorzieningenniveau samenhangen met verschillen in lokale voorkeuren. De relatie tussen belastingdruk en voorzieningenniveau is echter geen directe: de efficiëntie van de gemeentelijke apparaten verschilt.

Over de achtergronden van verschillen in lokale belastingdruk is het laatste woord voorlopig nog niet gezegd. In dit rapport worden al enkele nadere onderzoeksuggesties gedaan. Wellicht kan het hier ontwikkelde model in de toekomst worden gebruikt om vermoede verbanden tussen bepaalde variabelen en de lokale belastingdruk te toetsen.

⁴⁶ De relatieve limiet is de maximaal toegestane verhouding tussen het OZB-tarief voor eigenaren en dat voor gebruikers. Deze bedraagt 1,25. Veruit de meeste gemeenten zitten op deze verhouding (Allers, 1997), waarbij de belastingexport maximaal is.

Bijlage 1 Representativiteit van de steekproef en betrouwbaarheid en robuustheid van de uitkomsten

Representativiteit onderzochte gemeenten

De onderzoekspopulatie bestaat uit 617 van de 625 gemeenten die Nederland in 1996 telde, doordat de acht gemeenten die in 1995 of 1996 door herindeling zijn ontstaan buiten het onderzoek vallen (paragraaf 5.3). Van deze 617 gemeenten vallen er echter 15 af wegens het ontbreken van gegevens.⁴⁷ Het is van belang na te gaan of hierdoor de representativiteit van de onderzochte gemeenten niet in gevaar komt.

In vier gemeenten bestond een wethoudersvacature, waardoor de politieke samenstelling onbepaald was. In Velsen werd in 1996 nog de oppervlakte-maatstaf gehanteerd voor de OZB, en was de waarde van de onroerende zaken niet bekend. Voor één gemeente ontbreekt het gemiddelde beschikbare huishoudensinkomen. Voor de overige gemeenten ontbreken opbrengstcijfers.⁴⁸

De gemiddelde waarden van de voor dit onderzoek gebruikte variabelen liggen in de afgevallene gemeenten dicht bij die in de wel onderzochte gemeenten. De 602 onderzochte gemeenten zijn dus representatief voor alle gemeenten in Nederland.

Bij de regressie-analyse bleek dat de vier grote gemeenten en de vijf waddengemeenten een sterk afwijkend beeld vertoonden. Het is weinig zinvol om gemeenten die zo verschillen in het keurslijf van één model te proppen. Daarom is er voor gekozen deze gemeenten verder buiten de analyse te houden (paragraaf 5.4). De uitkomsten van dit onderzoek zijn dus representatief voor alle gemeenten buiten de grote vier en de wadden.

Uitbijters

Zoals gezegd bleek dat enkele uitbijters een relatief grote invloed hebben op de regressie-uitkomsten (gemeten met Cook's distance). Het gaat om de waddengemeenten en de vier grote steden. De aanvankelijk voor deze gemeenten opgenomen dummies kunnen dit probleem niet geheel wegnemen, doordat ook binnen deze groepen grote verschillen bestaan. Na eliminatie van deze gemeenten bleek de invloed van de resterende uitbijters beperkt.

Tabel B1 laat zien dat de eliminatie van de grote vier en de waddengemeenten een beperkte invloed heeft gehad op de uitkomsten. Kolom A van tabel B1 komt overeen met kolom A van tabel 5. Het aantal inwoners en het aantal collegepartijen is inclusief grote vier en wadden niet significant van invloed op de belastingdruk; de waarde van woningen en het beschikbare huishoudensinkomen juist wel.

⁴⁷ Almere, Gasselte, IJsselmuiden, Zaltbommel, Harmelen, Velsen, Waddinxveen, Chaam, Huijbergen, Rucphen, Vierlingsbeek, Swalmen, De Marne, Maasdonk en Bernheze.

⁴⁸ Gasselte, IJsselmuiden en Rucphen hebben het CBS geen machtiging verleend voor het leveren van begrotingscijfers aan derden.

Tabel B1 Uitkomsten regressie-analyse exclusief (A) en inclusief (B) grote vier en wadden

Variabele	A	B
Constante	-35,33 (1,08)	-112,86 (2,46)
RAADKLEUR	97,78 (4,98)	75,71 (3,21)
CRKLEUR	22,26 (2,33)	19,25 (1,92)
Aantal collegepartijen	-6,16 (2,05)	2,29 (0,57)
Scheefheid algemene uitkering*	0,15 (3,66)	0,22 (3,11)
Algemene uitkering*	0,10 (4,66)	0,13 (4,25)
Geen rioolrecht	13,17 (1,99)	13,90 (1,95)
Gemeentelijke herindeling 1997	-9,97 (1,84)	-10,70 (1,75)
Artikel 12-status	57,86 (3,85)	58,11 (3,48)
Inwoners (1000)	0,57 (5,40)	0,04 (0,31)
Beschikbaar inkomen* (f1000)	2,79 (1,73)	4,47 (2,26)
Vermogen (f1000)*	0,22 (2,02)	0,04 (0,27)
Waarde woningen* (f1000)	0,38 (1,66)	0,64 (2,20)
(Waarde niet-woningen*) ² (f10 ⁻⁸)	2,56 (8,79)	2,28 (7,48)
Aandeel sociale huurwoningen	98,23 (3,82)	138,29 (4,77)
R ² (gecorrigeerd)	0,563	0,588
N	593	602

Met * gemarkeerde variabelen betreffen per capita waarden. De (absolute) t-waarden staan tussen haakjes. Deze zijn gecorrigeerd voor heteroscedasticiteit volgens de methode van White. Bij een t-waarde van 1,96 of hoger wijkt de coëfficiënt significant af van nul (vet gedrukt); de kans dat deze uitkomst op toeval berust is dan kleiner dan 5%. Bij een t-waarde van 1,64 of hoger wijkt de coëfficiënt met 90% waarschijnlijkheid van nul af.

Meetfouten

Enkele variabelen zijn duidelijk niet foutloos gemeten. Het gemiddelde beschikbare huishoudensinkomen, afkomstig van het CBS, is gebaseerd op inkomens in het jaar 1994, in plaats van 1995, het jaar waarin de begroting voor het onderzoeksjaar 1996 is opgesteld. Dit lijkt niet erg problematisch. Belangrijker is dat niet alle huishoudens zijn opgenomen. Zo vallen studenten, huishoudens zonder (waargenomen) inkomen en huishoudens op adressen waar tevens niet-gezinsleden wonen buiten het waarnemingsgebied. Alternatieve variabelen (aandeel huishoudens met laag inkomen, aandeel economisch actieven) kennen hetzelfde euvel. Waarschijnlijk is de meetfout echter beperkt van omvang. Het aandeel huishoudens dat buiten beschouwing blijft is erg klein. Eliminatie van deze variabele blijkt bovendien weinig invloed te hebben op de regressie-uitkomsten. In het algemeen geldt dat veranderingen in het niet-politieke deel van de regressievergelijking van weinig invloed zijn

op de coëfficiënten van de politieke variabelen.

Ook het gemiddelde vermogen per huishouden is niet foutloos gemeten (zie paragraaf 6.3). Ook hier is de invloed op de regressie-uitkomsten erg beperkt.

Ernstiger is de onmogelijkheid om een goede variabele te construeren voor de niet-gedekte kosten van de riolering (zie paragraaf 6.3). Het gebruik van een dummie is hier een zwakgebod (zie verder hieronder bij *modelspecificatie*).

De herverdelingscijfers die zijn gebruikt om de scheefheid van het oude verdeelsysteem van het gemeentefonds te kwantificeren zijn niet de definitieve cijfers. Er zijn op vier verschillende momenten verschillende herverdelingscijfers gepubliceerd. Dat komt omdat tijdens de parlementaire behandeling van de Financiële-verhoudingswet nog wijzigingen zijn aangebracht. De gebruikte cijfers zijn gepubliceerd op 29 maart 1996. Deze cijfers volgen de gemeentelijke indeling van 1995. De eind 1997 gepubliceerde definitieve cijfers zijn conform de gemeentelijke indeling van 1997. Gebruik van deze cijfers zou de 83 gemeenten die per 1 januari 1997 zijn heringedeeld buiten het onderzoek houden. Het grootste verschil tussen de genoemde herverdelingscijfers betreft de precieze invulling van de inkomstenmaatstaf OZB-capaciteit, die wij uit de herverdeelscijfers hebben geëlimineerd. Als maatstaf voor de scheefheid zijn de in 1996 gepubliceerde cijfers goed bruikbaar.

De gegevens die zijn gebruikt om de waarde van onroerende zaken op te splitsen in de waarde van woningen en die van niet-woningen zijn niet helemaal nauwkeurig. Het betreft het globale (op eenheden van 5% afgeronde) aandeel van woningen in de totale waarde van onroerende zaken per gemeente. Dit percentage is door het Ministerie van Financiën in overleg met de gemeenten vastgesteld, en deels gebaseerd op gegevens van de Waarderingskamer. Uit een gevoeligheidsanalyse blijkt echter dat de invloed van deze meetfouten op de regressie-uitkomsten zeer gering is.⁴⁹

Modelspecificatie

We zijn in eerste instantie uitgegaan van een lineair additief model. Om na te gaan of het verband tussen de belastingdruk en de opgenomen variabelen inderdaad lineair is, zijn de gestudentiseerde residuen geplot tegen de verschillende variabelen, en zijn partiële regressieplots vervaardigd (Fox, 1984). Op deze manier kwam aan het licht dat de belastingdruk niet zozeer samenhangt met de waarde van onroerende zaken van niet-woningen, als wel met het *kwadraat* van deze waarde. Door deze aanpassing steeg R^2 met twee punten van 0,54 naar 0,56.

Sommige onderzoekers kiezen bij het modelleren van overheidsuitgaven of belastingdruk voor een log-log lineair verband. De redenen voor een dergelijke keus zijn niet altijd duidelijk; op theoretische gronden is niet uit te maken welk model het best voldoet. Gelukkig leidt een log-log specificatie niet altijd tot andere conclusies (zie bijvoorbeeld Feenberg en Rosen, 1987). De keus voor een dergelijk model zou ook de belangrijkste uitkomsten van dit onderzoek intact laten (regressie-uitkomsten op aanvraag beschikbaar).

Het gehanteerde model is niet optimaal gespecificeerd doordat de niet-gedekte kosten van reiniging en riolering niet zijn opgenomen (paragraaf 6.3). In plaats hiervan is een dummie opgenomen voor het al dan niet heffen van rioolrecht van particulieren. Voor deze benadering zijn twee alternatieven onderzocht, die echter weinig soelaas blijken te bieden. In de eerste plaats is de OZB-opbrengst geschoond voor de niet-gedekte kosten van reiniging en

⁴⁹ Bij de percentages werden toevalsgetallen tussen -5 en 5 opgeteld. R^2 daalt hierdoor zeer licht. Verder verandert er bijzonder weinig.

riolering. De regressie (zonder rioleringsdummie) levert een R^2 op van 0,46; veel lager dan de 0,56 van het standaardmodel. Kennelijk wordt zo veel ruis in de regressie geïntroduceerd. Voor enkele gemeenten is de geschoonde OZB-opbrengst zelfs negatief. Dit verandert als de verfijningsuitkering rioleringen als inkomstenbron wordt meegerekend. R^2 komt dan op 0,47 te liggen (tabel B2, kolom A). De meeste conclusies van het onderzoek blijven in deze variant overeind staan. Merk op dat de variabele CRKLEUR geen significante invloed meer heeft op de belastingdruk.

Een alternatief is het gebruik van de gezamenlijke opbrengst van OZB, rioolrecht en reinigingsheffingen als te verklaren variabele (kolom B). Dit levert een R^2 op van 0,50. Ook deze variant is in grote lijnen consistent met de uitkomsten van het onderzoek. Het vraagstuk van de ongedekte kosten brengt de uitkomsten van het onderzoek dus niet in gevaar.

Tabel B2 Alternatieve specificaties van de regressievergelijking

Variabele	A	B
Constante	-27,87 (0,74)	-13,67 (0,28)
RAADKLEUR	107,31 (4,79)	140,55 (5,52)
CRKLEUR	16,92 (1,48)	23,40 (1,53)
Aantal collegepartijen	-7,72 (2,33)	-4,07 (0,93)
Scheefheid algemene uitkering*	0,14 (2,71)	0,14 (2,25)
Algemene uitkering*	0,079 (3,08)	0,12 (3,90)
Artikel 12-status	66,45 (4,26)	41,92 (2,15)
Gemeentelijke herindeling 1997	-13,66 (2,01)	-27,13 (3,19)
Inwoners (1000)	0,57 (5,80)	0,56 (4,07)
Beschikbaar inkomen* (f1000)	2,91 (1,57)	8,38 (3,42)
Vermogen* (f1000)	0,14 (0,93)	0,34 (2,05)
Waarde woningen* (f1000)	0,38 (1,23)	0,54 (1,55)
(Waarde niet-woningen*) ² (f10 ⁻⁸)	2,19 (7,43)	2,47 (7,97)
Aandeel sociale huurwoningen	104,06 (3,63)	220,47 (5,86)
R^2 (gecorrigeerd)	0,475	0,498
N	553	538

Met * gemarkeerde variabelen betreffen per capita waarden. De (absolute) t-waarden staan tussen haakjes. Deze zijn gecorrigeerd voor heteroscedasticiteit volgens de methode van White. Bij een t-waarde van 1,96 of hoger wijkt de coëfficiënt significant af van nul (95%-niveau; vet gedrukt). Bij een t-waarde van ten minste 1,64 wijkt de coëfficiënt met 90% waarschijnlijkheid van nul af.

Normaliteit

Als de residuen van de regressie niet normaal zijn verdeeld is de OLS-methode niet langer de meest efficiënte schattingsmethode. Dit is vooral het geval bij lange 'staarten' in de verdeling. Bij een grote steekproef (zoals de onze) zijn de t-waarden wel te gebruiken. Uit het histogram blijkt dat de residuen niet geheel normaal zijn verdeeld, maar dat de afwijking niet van dien aard is dat ingrijpen gewenst is.

Endogeniteit

Als een of meer verklarende variabelen endogeen zijn, geven de regressieresultaten een vertekend beeld. Dat is het geval als de afhankelijke variabele - de OZB-opbrengst per inwoner - van invloed is op een of meer verklarende variabelen, zoals bijvoorbeeld de waarde van onroerende zaken. De waarde van de onroerende zaken is dan niet onafhankelijk van de foutterm in de regressievergelijking, een belangrijke voorwaarde voor de zuiverheid van de regressieschattingen.

Het herverdeelbedrag en de algemene uitkering zijn niet afhankelijk van de lokale belastingdruk. Dat geldt ook voor de onderdekking van rioleringsuitgaven, het naderen van een gemeentelijke herindeling, het bezitten van de artikel 12-status, het aantal inwoners⁵⁰ en het gemiddelde beschikbare huishoudensinkomen.⁵¹

Voor de waarde van onroerende zaken ligt dit anders. Er zijn aanwijzingen dat er een negatief verband bestaat tussen de belastingdruk en deze waarde.⁵² Hiervoor zijn twee redenen. In de eerste plaats is een hoge belastingdruk niet bevorderlijk voor de economische activiteit. Het kan potentiële investeerders doen besluiten naar andere gemeenten uit te wijken, en bestaande bedrijven en inwoners aanzetten tot verhuizen. In de tweede plaats wordt de belastingdruk ten minste gedeeltelijk gekapitaliseerd in de prijzen van onroerend goed.

Een rekenvoorbeeld geeft een idee van de omvang van dit tweede effect. Het verschil tussen het hoogste en het laagste OZB-tarief bedraagt (in Nederland in 1996) f 39,20 (eigenaar en gebruiker samen).⁵³ Als de gemeente met het laagste tarief zou besluiten het tarief met dit bedrag te verhogen, dan zouden eigenaren/gebruikers nadeel ondervinden waarvan de netto contante waarde (bij een disconteringsvoet van 8%) 10% van de waarde van hun onroerende zaken bedraagt.⁵⁴

In werkelijkheid wordt de belastingdruk echter niet volledig in de prijs van onroerende zaken verrekend (Yinger et al., 1988). Bovendien kan een hoger voorzieningenniveau een positieve invloed hebben op de waarde van onroerend goed (Rosen en Fullerton, 1977). Het is dus niet goed mogelijk om aan te geven wat in de praktijk de invloed is van het gemeentelijke beleid op de prijzen van onroerend goed.

De waarde van onroerende zaken wordt niet voortdurend geactualiseerd; om de zoveel jaren

⁵⁰ Er zijn nog geen tekenen van gemeentelijke belastingvlucht.

⁵¹ Dit is weliswaar het inkomen na belastingen, maar de gemeentebelastingen zijn bij de berekening buiten beschouwing gebleven.

⁵² Volgens Ladd en Bradbury (1988) bijvoorbeeld leidt een verhoging van het OZB-tarief in de VS met 10% tot een waardedaling van belaste onroerende zaken van 1,5%.

⁵³ Waar nodig is zijn tarieven omgerekend naar een waardegrondslag van f 5000. Bron: COELO-database.

⁵⁴ Het te betalen bedrag neemt toe met $(f\ 39,20 / 5000) \times \text{de waarde van de onroerende zaak}$. Door dit te delen door 0,08 wordt dit contant gemaakt: $(39,2 / 5000) / 0,08 = 0,098$.

(destijds ongeveer vijf) vindt een hertaxatie plaats. In 1996 hanteerde 80% van de gemeente een peiljaar dat drie tot zeven jaar terug lag. In 97% van de gemeenten waren de onroerende zaken getaxeerd naar de waarde op een moment dat voor de verkiezingen van 1994 lag. Het lijkt niet waarschijnlijk dat de belastingdruk in 1996 op deze waarde van grote invloed is geweest. Een statistische toets op endogeniteit wordt bemoeilijkt door het ontbreken van geschikte instrumentele variabelen.⁵⁵

Verder is het denkbaar dat de kiezer zich in het stembokje mede laat leiden door de plaatselijke belastingdruk; twee jaar na de verkiezingen lijkt het echter waarschijnlijker dat de causaliteit de andere kant oploopt, en dat de dan heersende belastingdruk is beïnvloed door de politieke kleur van gemeenteraad of college.

Heteroscedasticiteit

Als de variantie van de fouttermen niet constant is, is de OLS-methode niet efficiënt en zijn de berekende standaardfouten (en dus de t-waarden) onbetrouwbaar. Bij cross-sectie-analyse van landen is het optreden van heteroscedasticiteit niet ongevoel; dit kan bijvoorbeeld worden veroorzaakt doordat sommige (bijvoorbeeld rijke) landen nauwkeuriger statistieken bijhouden dan andere. In zo'n geval ligt weging van de data voor de hand. Dit lijkt bij ons niet aan de orde. Een andere mogelijke reden voor het optreden van heteroscedasticiteit is het ontbreken van een relevante verklarende variabele.

Door de gestudentiseerde residuen uit te zetten tegen de door de regressievergelijking voorspelde waarden van de afhankelijke variabele kan worden nagegaan of heteroscedasticiteit een rol speelt. Dat is in ons geval inderdaad zo, al vermindert de eliminatie van de grote vier en de waddengemeenten de heteroscedasticiteit beduidend. Daarom zijn de standaardfouten gecorrigeerd volgens de methode van White (1980).

Collineariteit

Enkele variabelen zijn onderling gecorreleerd, waardoor de afzonderlijke invloed van deze variabelen minder makkelijk is te achterhalen. Door deze collineariteit neemt de variantie van de regressiecoëfficiënten toe, en zijn de waarden van de betrokken coëfficiënten afhankelijk van het al dan niet opnemen van gecorreleerde variabelen. Zo houdt de algemene uitkering verband met het gemiddelde huishoudensinkomen en het aantal inwoners. Lastiger is de collineariteit tussen de politieke variabelen. De aandelen van de verschillende partijen in raad en college tellen samen op tot één. De afzonderlijke aandelen zijn dus gecorreleerd. Dit maakt de uitkomsten gevoelig voor de keuze van de op te nemen variabelen. Daarom is een groot aantal alternatieve regressievergelijkingen geschat. De uitkomsten die hier zijn gepresenteerd zijn robuust.

⁵⁵ Eerder onderzoek (Ladd, 1975; Bell en Bowman, 1987) gaat doorgaans voorbij aan de mogelijkheid van endogeniteit van de waarde van onroerende zaken.

Bijlage 2 Variabelen

Kerngegevens regressievariabelen (n = 593)

Variabele	Gemiddelde	Standaarddeviatie	Minimum	Maximum
OZB-opbrengst*	216,92	60,05	93,3	526,6
RAADKLEUR	0,41	0,11	0,1	0,9
Aandeel CDA in raad	0,26	0,11	0	0,7
Aandeel PvdA in raad	0,16	0,09	0	0,5
Aandeel VVD in raad	0,16	0,09	0	0,5
Aandeel D66 in raad	0,08	0,08	0	0,5
Aandeel CDA in college	0,31	0,21	0	1,0
Aandeel PvdA in college	0,20	0,20	0	0,7
Aandeel VVD in college	0,18	0,20	0	0,7
Aandeel D66 in college	0,05	0,12	0	0,5
CRKLEUR	-0,03	0,17	-0,5	0,5
Aantal collegepartijen	2,58	0,71	1	5
Scheefheid algemene uitkering*	16,30	50,04	-214,8	286,6
Algemene uitkering*	919,95	154,30	615,9	2187,9
Geen rioolrecht	0,08	0,27	0	1
Gemeentelijke herindeling 1997	0,14	0,34	0	1
Artikel 12-status	0,03	0,17	0	1
Inwoners (1000)	21,75	25,66	1,2	197,4
Beschikbaar inkomen* (f1000)	50,05	4,26	37,9	67,8
Vermogen* (f1000)	38,70	28,23	6,6	357,4
Waarde woningen* (f1000)	53,04	15,15	22,3	164,5
Waarde niet-woningen* (f1000)	21,41	10,28	3,0	126,2
Aandeel sociale huurwoningen	0,29	0,09	0,1	0,6

Met * gemarkeerde variabelen betreffen per capita waarden.

Bijlage 3 Bronnen

Bronnen

Opbrengst OZB	CBS
Peiljaar onroerende zaken	COELO-database
Politieke samenstelling gemeenteraad	CBS en VNG (1996)
Politieke samenstelling college	VNG (1996)
Scheefheid algemene uitkering	Eigen berekening op basis van algemene uitkering 'oud' conform TK 24552 (7) en 'nieuw' uit zelfde bron maar gecorrigeerd voor inkomstenmaatstaf met behulp van waardecijfers uit Ministerie van Binnenlandse Zaken (1996). Voor methodiek zie paragraaf 4.3.
Algemene uitkering	TK 24552 (7)
Baten en lasten riolering en reiniging	CBS
Verfijning rioleringen	Ministerie van Financiën
Geen rioolrecht	COELO-database
Gemeentelijke herindeling 1997	Nicolaas (1997)
Artikel 12-status	Rgf (1996)
Aantal inwoners	CBS
Omgevingsadressendichtheid	CBS
Gem. beschikbaar inkomen (1994)	CBS
Netto participatiegraad (1994)	CBS
Aandeel huishoudens met laag inkomen (1994)	Berekend op basis van CBS-cijfers: aandeel huishoudens met inkomen in de 2 ^e , 3 ^e en 4 ^e tienprocentsgroep van de landelijke inkomensverdeling.
Gemiddeld vermogen (1995)	Berekend op basis van CBS-cijfers (Regionale verdeling van het vermogen 01-01-1995): gemiddeld vermogen (boven de twee ton) vermenigvuldigd met aantal bezitters en gedeeld door aantal inwoners.
Waarde woningen	Berekend op basis van waarde onroerende zaken volgens Waarderingskamer (1995) en aandeel woningen in belastingcapaciteit volgens Ministerie van Financiën (1996).
Waarde niet-woningen	Idem.
Aantal woningen, uitgesplitst naar koop, sociale- en particuliere huurwoningen (1996)	CBS/VROM
Aantal ontvangers van huursubsidie (1995)	VROM
Oppervlakte verharde wegen (1993)	CBS

Literatuur

- Aaron, H.J., *Who pays the property tax?*, Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1975.
- Abrams, B.A., W.R. Dougan, 'The effects of constitutional restraints on government spending', *Public Choice*, nr. 49, 1986, blz. 101-116.
- Allers, M.A., *Atlas van de lokale lasten*, verschillende jaren, Groningen: COELO.
- Bell, M.E., J.H. Bowman, 'The effect of various intergovernmental aid types on local own-source revenues: The case of property taxes in Minnesota', *Public Finance Quarterly*, jg. 15, nr. 3, 1987, blz. 282-297.
- Bordewijk, P., 'Hilversum niet de duurste stad van Nederland', *Binnenlands Bestuur*, nr. 40, 1998a, blz. 33.
- Bordewijk, P., 'Zwaardere rol OZB beïnvloedt intergemeentelijke vergelijkingen', *Binnenlands Bestuur*, nr. 48, 1998b, blz. 33.
- Borge, L.-E., 'Economic and political determinants of fee income in Norwegian local governments', *Public Choice*, nr. 83, 1995, blz. 353-373.
- Bosch, N., J. Suarez-Pandiello, 'Seven hypotheses about public choice and local spending. A test for Spanish municipalities', *Public Finance*, jg. 50, 1995, blz. 36-50.
- Case, A.C., H.S. Rosen, J.R. Hines, 'Budget spillovers and fiscal policy interdependence. Evidence from the states', *Journal of Public Economics*, jg. 52, 1993, blz. 285-307.
- CBS, *Bevolking der gemeenten van Nederland op 1 januari 1995*, Voorburg/Heerlen, 1995.
- CBS, *Bevolking der gemeenten van Nederland op 1 januari 1996*, Voorburg/Heerlen, 1996.
- CBS, *Statistiek gemeentebegrotingen 1998*, Voorburg/Heerlen, 1998a.
- CBS, *Statistisch Jaarboek 1998*, Voorburg/Heerlen, 1998b.
- Consumentenbond, 'Gemeentelijke lasten schieten verder omhoog', *Consumentengids*, augustus 1995, blz. 530-535.
- Consumentenbond, 'Rotterdam geeft inwoners waar voor hun geld, Den Haag niet', *Consumentengids*, januari 1999, blz. 28-31.
- Coumans, P.A.H.H., *Gemeentelijk inkomsten- en reinigingsbeleid. Aspecten van het gemeentelijk beleid inzake eigen inkomsten en reiniging*, Technische Hogeschool Twente, 1981.
- Cusack, T.R., 'Partisan politics and public finance: Changes in public spending in the industrialized democracies, 1955-1989', *Public Choice*, nr. 91, 1997, blz. 375-395.
- Denters, B., *Partijen, kiezers en gemeentelijk beleid*, Amsterdam: CT-press, 1987.
- Feenberg, D.R., H.S. Rosen, 'Tax structure and public sector growth', *Journal of Public Economics*, jg. 32, 1987, blz. 185-201.
- Fox, J., *Linear statistical models and related methods*, New York etc.: John Wiley, 1984.
- Giebels, R., J.L.G.M. Soons, *Verschillen in uitgaven tussen gemeenten. Een verklaringsmodel*, Amsterdam: SEO, 1982.
- Groot, T.L.C.M., G.T. Budding, *Prestaties geprezen*, Den Haag: VNG-Uitgeverij, 1998.
- Haan, J. de, J.-E. Sturm, 'Political and economic determinants of OECD budget deficits and government expenditures: A reinvestigation', *European Journal of Political Economy*, jg. 13, 1997, blz. 739-750.
- Henrekson, M., 'Swedish government growth: A disequilibrium analysis', in: J.A. Lybeck, M. Henrekson, (red.), *Explaining the growth of government*, Amsterdam etc.: North-Holland, 1988, blz. 93-132.
- Heyndels, B., C. Smolders, 'Fiscal illusion at the local level: Empirical evidence for the Flemish municipalities', *Public Choice*, 80, 1994, blz. 325-338.

- Heyndels, B., J. Vuchelen, 'Tax mimicking among Belgian municipalities', *National Tax Journal*, vol. 51, nr. 1, 1998, blz. 89-101.
- Ibrahim, M.M., 'Party politics and spending decisions in local authorities', *International Journal of Public Sector Management*, nr. 5, 1994, blz. 67-71.
- Inman, R.P., 'The fiscal performance of local governments: an interpretative review', in: P. Mieszkowski, M. Straszheim, (red.), *Current issues in urban economics*, Baltimore: John Hopkins University Press, 1979, blz. 270-321.
- Inman, R.P., 'The local decision to tax. Evidence from large U.S. cities', *Regional Science and Urban Economics*, jg. 19, 1989, blz. 455-491.
- Inman, R.P., M.A. Fitts, 'Political institutions and fiscal policy: Evidence from the U.S. historical record', *Journal of Law, Economics and Organisation*, jg. 6, special issue, 1990, blz. 79-132.
- Jacobs, T., *Het gemeentelijke belastinggebied. Elf feiten en dertien misverstanden*, Den Haag: VNG-Uitgeverij, 1996.
- Ladd, H.F., 'Local education expenditures, fiscal capacity, and the composition of the property tax base', *National Tax Journal*, jg. 28, nr. 2, 1975, blz. 145-58.
- Ladd, H.F., 'Mimicking of local tax burdens among neighboring counties', *Public Finance Quarterly*, jg. 20, nr. 4, 1992, blz. 450-67.
- Ladd, H.F., K.L. Bradbury, 'City taxes and property tax bases', *National Tax Journal*, jg. 41, nr. 4, 1988, blz. 503-523.
- Ministerie van Binnenlandse Zaken, *Junicirculaire gemeentefonds van 1996*, Den Haag, 1996.
- Ministerie van Financiën, *Onderscheid woningen/niet-woningen t.b.v. nFVW*, Brief van 30 januari 1996, Den Haag.
- Ministerie van Financiën, *Miljoenennota 1997*, Den Haag, 1996.
- Ministerie van VROM, *Huursubsidie 1995-1996. Tabellen*, Den Haag, zj.
- Nicolaas, H., '1 januari 1997: Nederland telt nog 572 gemeenten', *Maandstatistiek van de bevolking*, CBS, nr. 3, 1997, blz. 47-51.
- Oates, W.E., 'On the nature and measurement of fiscal illusion: A survey', in: G. Brennan et al. (red.), *Taxation and fiscal federalism: essays in honour of Russell Mathews*, Australian National University Press, 1988, blz. 65-82.
- Pommerehne, W.W., 'Institutional approaches to public expenditure. Empirical evidence from Swiss municipalities', *Journal of Public Economics*, jg. 9, 1978, blz. 255-280.
- Pommerehne, W.W., F. Schneider, 'Fiscal illusion, political institutions, and local public spending', *Kyklos*, jg. 31, 1978, blz. 381-408.
- Reid, B.G., 'Endogenous elections, electoral budget cycles and Canadian provincial governments', *Public Choice*, nr. 97, 1998, blz. 35-48.
- Renaud, P.S.A., F.A.A.M. van Winden, *Gemeentefinanciën en gedecentraliseerde besluitvorming*, Leiden/Antwerpen: Stenfert Kroese, 1988.
- Rgf, *Jaarboek gemeentefinanciën 1996*, Den Haag, 1996.
- Romer, T., H. Rosenthal, 'Bureaucrats vs. voters: On the political economy of resource allocation by direct government', *Quarterly Journal of Economics*, jg. 93, 1979, blz. 562-87.
- Rosen, H.S., D.J. Fullerton, 'A note on local tax rates, public benefit levels, and property values', in: *The fiscal behavior of state and local governments. Selected papers of Harvey S. Rosen*, Cheltenham: Edward Elgar, 1997, blz. 107-114 (oorspronkelijk verschenen in 1977).
- Roubini, N., J. Sachs, 'Government spending and budget deficits in the industrial countries',

- Economic Policy*, nr. 8, 1989, blz. 99-132.
- Ruiter, W.P. de, 'Lokale en regionale overheden meer aangewezen op eigen inkomsten', *Financiële Maandstatistiek*, CBS, december 1996, blz. 11-13.
- Sterks, C.G.M., M.A. Allers, *Herziening van de financiële verhouding en de lokale lastendruk*, Groningen: COELO, rapport nr. 96-1, 1996.
- Stine, W.F., 'Estimating the responsiveness of local revenue to intergovernmental aid', *National Tax Journal*, jg. 38, 1985, blz. 227-234.
- TK 24552 (7): Regels inzake de financiële verhouding tussen het Rijk en de gemeenten (Financiële-verhoudingswet), Nota naar aanleiding van het verslag, vergaderjaar 1995-1996.
- VNG, *Gids gemeentebesturen 1996*, Den Haag, 1996
- Waarderingskamer, *Onderzoek belastingcapaciteit*, Den Haag, 1995.
- White, H., 'A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity', *Econometrica*, 48, 1980, blz. 817-838.
- Yinger, J., H.S. Bloom, A. Börsch-Supan, H.F. Ladd, *Property taxes and house values. The theory and estimation of intrajurisdictional property tax capitalisation*, Boston etc.: Academic Press, 1988.

Verder verkrijgbaar in de reeks COELO-rapporten:

- 94-1 M.A. Allers, C.A. de Kam, *Advies over de kostentoedeling van waterschappen*, 1994.
- 95-1 M.A. Allers, C.G.M. Sterks, *Naar een geïntegreerd stelsel voor gesubsidieerde arbeid? Evaluatie van de voorstellen van de commissie Houben*, 1995.
- 95-2 M.A. Allers, *Inkomenseffecten van het gemeentelijk kwijscheldingsbeleid*, 1995.
- 96-1 C.G.M. Sterks, M.A. Allers, *Herziening van de financiële verhouding en de lokale lastendruk*, 1996.
- 96-2 M.A. Allers, *Financiële gevolgen van de verruiming van het kwijscheldingsbeleid van de gemeente Groningen*, 1996.
- 96-3 M.A. Allers, *Profijt van de gemeentelijke overheid. De invloed van het gemeentebeleid op de koopkracht van de minima in Groningen*, 1996.
- 96-4 M.A. Allers, *De Armoedenota en het minimabeleid in de gemeente Delfzijl*, 1996
- 96-5 C.A. de Kam, M.A. Allers, *Om de loongrens. Verkenning van gevolgen van grondslagversmalling bij de premieheffing voor de Ziekenfondswet*, 1996
- 97-1 M.A. Allers, *Tariefdifferentiatie in de OZB en de fiscale concurrentiepositie van de gemeente Groningen*, 1997
- 97-2 C.G.M. Sterks, *Alternatieven voor milieuleges*, 1997
- 97-3 M.A. Allers, *Gemeentelijke woonlasten voor water- en walbewoners vergeleken*, 1997.
- 97-4 Drs. A.J.W.M. Verhagen, *Criteria aan de verdeelmaatstaven van specifieke uitkeringen*, 1997

Bovenstaande rapporten kunnen worden besteld door overmaking van f30 per exemplaar op giro 5528794, ten name van COELO Groningen, onder vermelding van de gewenste nummers.

Andere COELO-uitgaven:

<i>Atlas van de lokale lasten</i> (1997)	f 67,50
<i>Atlas van de lokale lasten</i> 1998	f 52,00

Meer informatie over COELO en COELO-publicaties is beschikbaar op internet:
www.eco.rug.nl/COELO